



ЦИФРОВАЯ ЭКОНОМИКА И ИННОВАЦИИ

DIGITAL ECONOMY & INNOVATIONS



2025
№ 3

Цифровая экономика и инновации

Основан в 2010 г.
№ 3
2025
16+
**Ежеквартальный
научный журнал**

Учредитель – Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования
«Тольяттинский государственный университет»

Главный редактор
Кристал Михаил Михайлович, д. ф.-м. н., профессор
Заместитель главного редактора
Искосков Максим Олегович, д. э. н., доцент

Редакционная коллегия:
Вертакова Юлия Владимировна, д. э. н., профессор
Восколович Нина Александровна, д. э. н., профессор
Глухова Людмила Владимировна, д. э. н., профессор
Ефимова Елена Глебовна, д. э. н., доцент
Зенкина Елена Вячеславовна, д. э. н., доцент
Королёв Олег Геннадиевич, д. э. н., профессор
Кох Игорь Анатольевич, д. э. н., доцент
Николаев Михаил Алексеевич, д. э. н., профессор
Пискунов Владимир Александрович, д. э. н., профессор
Савенков Дмитрий Леонидович, д. э. н., профессор
Сафиуллин Ленар Наилевич, д. э. н., профессор
Сафонова Маргарита Фридриховна, д. э. н., профессор
Удовенко Сергей Петрович, д. э. н., доцент
Фролов Андрей Викторович, д. э. н., доцент
Янов Виталий Валерьевич, д. э. н., профессор

До марта 2024 года журнал выходил под названием «Вектор науки Тольяттинского государственного университета. Серия: Экономика и управление».

Включен в Перечень ВАК, входит в РИНЦ.

Доступен в Crossref, Google Scholar.

Зарегистрирован Федеральной службой по надзору в сфере связи, информационных технологий и массовых коммуникаций (свидетельство о регистрации ПИ № ФС77-76951 от 09 октября 2019 г.).

Компьютерная верстка:
Н.А. Никитенко

Ответственный/технический редактор:
Н.А. Никитенко

Адрес редакции: 445020, Россия, Самарская область, г. Тольятти, ул. Белорусская, 14
Тел.: **(8482) 44-91-74**
E-mail: **vektornaukitgu@yandex.ru**

Сайт:
<https://vektornaukieconomika.ru>

Подписано в печать 26.09.2025.
Выход в свет 30.09.2025.
Формат 60×84 1/8.
Печать цифровая.
Усл. п. л. 6,0.
Тираж 25 экз. Заказ 3-275-25.
Цена свободная.

СВЕДЕНИЯ О ЧЛЕНАХ РЕДКОЛЛЕГИИ

Главный редактор

Криштал Михаил Михайлович, доктор физико-математических наук, профессор, ректор
(Тольяттинский государственный университет, Тольятти, Россия).

Заместитель главного редактора

Искосков Максим Олегович, доктор экономических наук, доцент,
директор Института финансов, экономики и управления
(Тольяттинский государственный университет, Тольятти, Россия).

Редакционная коллегия:

Вертакова Юлия Владимировна, доктор экономических наук, профессор,
профессор кафедры менеджмента и информационных технологий
(Курский филиал Финансового университета при Правительстве Российской Федерации, Курск, Россия).

Восколович Нина Александровна, доктор экономических наук, профессор,
профессор кафедры экономики труда и персонала
(Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова, Москва, Россия).

Глухова Людмила Владимировна, доктор экономических наук,
профессор, профессор Высшей школы интеллектуальных систем и кибертехнологий
(Поволжский государственный университет сервиса, Тольятти, Россия).

Ефимова Елена Глебовна, доктор экономических наук, доцент,
профессор кафедры мировой экономики
(Санкт-Петербургский государственный университет, Санкт-Петербург, Россия).

Зенкина Елена Вячеславовна, доктор экономических наук, доцент,
заведующий кафедрой мировой экономики
(Российский государственный гуманитарный университет, Москва, Россия).

Королёв Олег Геннадиевич, доктор экономических наук, профессор,
профессор департамента бизнес-аналитики факультета налогов, аудита и бизнес-анализа
(Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации, Москва, Россия).

Кох Игорь Анатольевич, доктор экономических наук, доцент,
профессор кафедры финансовых рынков и финансовых институтов
(Казанский (Приволжский) федеральный университет, Казань, Россия).

Николаев Михаил Алексеевич, доктор экономических наук, профессор,
заведующий кафедрой экономики и финансов
(Псковский государственный университет, Псков, Россия).

Пискунов Владимир Александрович, доктор экономических наук, профессор,
заведующий кафедрой учета, анализа и экономической безопасности
(Самарский государственный экономический университет, Самара, Россия).

Савенков Дмитрий Леонидович, доктор экономических наук, профессор,
профессор департамента бакалавриата (экономических и управленческих программ)
Института финансов, экономики и управления
(Тольяттинский государственный университет, Тольятти, Россия).

Сафиуллин Ленар Наилевич, доктор экономических наук, профессор,
профессор кафедры финансовых рынков и финансовых институтов,
заместитель директора по научной работе Института управления, экономики и финансов
(Казанский (Приволжский) федеральный университет, Казань, Россия).

Сафонова Маргарита Фридриховна, доктор экономических наук, профессор,
заведующий кафедрой аудита
(Кубанский государственный аграрный университет имени И.Т. Трубилина, Краснодар, Россия).

Удовенко Сергей Петрович, доктор экономических наук, доцент,
профессор кафедры таможенных доходов и тарифного регулирования
(Санкт-Петербургский имени В.Б. Бобкова филиал Российской таможенной академии, Санкт-Петербург, Россия).

Фролов Андрей Викторович, доктор экономических наук, доцент,
доцент кафедры мировой экономики
(Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова, Москва, Россия).

Янов Виталий Валерьевич, доктор экономических наук, профессор,
профессор кафедры экономики и бизнеса
(Поволжский государственный университет сервиса, Тольятти, Россия).

СОДЕРЖАНИЕ

Влияние внешних факторов на избыточную волатильность опционов

Жиронкин С.А., Коновалова М.Е.,
Кузьмина О.Ю., Александров Д.П.7

Развитие рынка цифровых финансовых активов в контексте цифровой трансформации мировой экономики

Хмелева Г.А., Матерова Е.С.21

Технологические инновации и преждевременная деиндустриализация: пример стран со средним уровнем дохода

Цафак Миафо Д., Ноула А.Г.,
Бондома Й.Д., Гамси Д.С.Л.31

НАШИ АВТОРЫ.....51

CONTENT

The influence of external factors on excess option volatility

Zhironkin S.A., Konovalova M.E., Kuzmina O.Yu.,
Aleksandrov D.P.7

Development of the digital financial assets market in the context of the digital transformation of the global economy

Khmeleva G.A., Materova E.S.21

Technological innovations and premature deindustrialization: evidence from middle-income countries

Tsafack Miafo D., Noula A.G.,
Bondoma Yo.D., Ghamsi D.S.L.31

OUR AUTHORS.....51

Влияние внешних факторов на избыточную волатильность опционов

Жиронкин Сергей Александрович^{1,4}, доктор экономических наук, профессор,
профессор кафедры торгового дела и маркетинга

Коновалова Мария Евгеньевна^{*2,5}, доктор экономических наук, профессор,
директор института национальной и мировой экономики

Кузьмина Ольга Юрьевна^{2,6}, кандидат экономических наук, доцент,
доцент кафедры экономической теории

Александров Дмитрий Павлович³, магистрант

¹Сибирский федеральный университет, Красноярск (Россия)

²Самарский государственный экономический университет, Самара (Россия)

³Высшая школа экономики, Москва (Россия)

*E-mail: mkonoval@mail.ru

⁴ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0887-5907>

⁵ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1876-8144>

⁶ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4460-0468>

Поступила в редакцию 29.07.2025

Пересмотрена 29.08.2025

Принята к публикации 15.09.2025

Аннотация: В условиях нарастающей геополитической и макроэкономической нестабильности выявление и учет факторов, влияющих на волатильность опционов, вызывает особый интерес среди практикующих инвесторов. За последние несколько лет объемы опционной торговли продемонстрировали устойчивый рост, превзойдя объемы торгов фьючерсами, что свидетельствует о растущей роли опционов в структуре финансовых рынков. Высокая турбулентность экономических процессов обуславливает низкую эффективность управления рисками опционной торговли. Решение проблемы возможно за счет более точной оценки факторов ценообразования волатильности. Применение современных методов экономико-статистического анализа, включая векторные авторегрессионные модели (VAR), модель авторегрессионной условной гетероскедастичности (GARCH), а также методы машинного обучения, позволило осуществить комплексный анализ, направленный на выявление релевантных переменных и разработку подходов к их учету в моделировании волатильности опционов. Авторы сосредоточили внимание на расширении и углублении научных представлений о природе и механизмах формирования волатильности опционов в условиях нестабильности внешней среды. Доказано, что геополитические шоки и экономическая неопределенность оказывают значимое влияние на волатильность, причем это воздействие носит асимметричный характер: развивающиеся рынки демонстрируют большую чувствительность к этим факторам, чем развитые. Полученные результаты и выводы могут быть использованы при прогнозировании избыточной волатильности опционов, учет которой позволит построить более эффективные с точки зрения доходности инвестиционные стратегии.

Ключевые слова: волатильность; избыточная волатильность; опционы; ценообразование; инвестиционные стратегии; индексы; векторная авторегрессия.

Для цитирования: Жиронкин С.А., Коновалова М.Е., Кузьмина О.Ю., Александров Д.П. Влияние внешних факторов на избыточную волатильность опционов // Цифровая экономика и инновации. 2025. № 3. С. 7–20. DOI: 10.18323/3034-2074-2025-3-62-1.

ВВЕДЕНИЕ

Проблема оценки волатильности при торговле опционами является важной, что обуславливает необходимость разработки моделей прогнозирования в попытке более точно оценить будущую реализованную волатильность. Под реализованной волатильностью понимают среднегодовое стандартное отклонение процентных изменений цены базового контракта за заданный период времени. Если у трейдера есть доступ к модели волатильности, которая, по его мнению, является надежной, то он захочет использовать полученный прогноз для принятия более обоснованного решения относительно своей, как он считает, точной оценки.

Когда происходит расчет волатильности для заданного временного диапазона, у трейдера все еще есть выбор временных интервалов, в течение которых можно измерить изменения цены контракта. Инвестор может задуматься о влиянии выбранного интервала на результаты стратегии [1; 2]. Для фьючерсных контрактов выбранный интервал оказывает незначительное воздействие на результат, в отличие от опционных сделок [3, с. 49]. Опционный контракт, который являлся волатильным изо дня в день, будет таковым и от недели к неделе, и от месяца к месяцу. В отличие от реализованной волатильности, которая рассчитывается на основе изменения цены базового контракта, подразумеваемая волатильность определяется ценой опциона

на рынке. В некотором смысле подразумеваемая волатильность отражает общее мнение рынка о том, какой будет будущая реализованная волатильность базового контракта в течение срока действия опциона [4].

Брокерские фирмы, а также поставщики данных, которые предоставляют своим клиентам анализ рынка опционов, обычно включают данные именно о подразумеваемой волатильности [5]. Информация может содержать подразумеваемую волатильность для каждого опциона в базовом контракте или подразумеваемую волатильность, репрезентативную для опционов конкретного базового рынка. В последнем случае единичная подразумеваемая волатильность обычно является результатом взвешивания отдельных подразумеваемых волатильностей по некоторым критериям, таким как объем торгуемых опционов или открытый интерес, или, как это чаще всего бывает, присвоения наибольшего веса опционам «около денег» (ATM).

В экономической литературе существует несколько подходов к расчету волатильности [6; 7]. Метод close-to-close является самым простым, так как использует только цену закрытия для расчетов, но и самым неточным. Метод Parkinson учитывает максимальные и минимальные цены (high/low), но, как и предыдущий метод, не учитывает гэпы (jumps) и тренд (drift). Модель Garman–Klass более эффективна для оценки волатильности по сравнению с моделью Parkinson, но она, как правило, недооценивает реализуемую волатильность. Метод Rogers–Satchel учитывает тренд, но недостаточно хорошо справляется с оценкой гэпов. Механизм оценки Yang–Zhang демонстрирует значительно более высокую точность оценки волатильности и может в 14 раз превосходить метод close-to-close по эффективности [8]. Это делает его особенно ценным в условиях повышенной рыночной нестабильности и высокой чувствительности опционных цен к колебаниям базового актива, что наблюдается в российской практике опционной торговли.

В исследовании было предложено несколько гипотез.

Гипотеза 1. Избыточная волатильность промышленного сектора частично объясняется GPR.

Гипотеза 2. Избыточная волатильность валютной пары «USD / национальная валюта» частично объясняется GPR, она выше в периоды повышенной вероятности военного конфликта.

Гипотеза 3. Резкое начало войны приводит к всплеску волатильности основных индексов, в отличие от плавного роста вероятности наступления военного конфликта.

Гипотеза 4. Избыточная волатильность золота частично объясняется GPRT.

Гипотеза 5. GPR сильнее влияет на развивающиеся рынки, чем на развитые.

Гипотеза 6. Избыточная волатильность основных индексов частично объясняется EPU.

Гипотеза 7. Влияние EPU, как и GPR, неоднородно, оно сильнее на развивающиеся рынки.

Цель исследования – определение внешних факторов, влияющих на избыточную волатильность опционов, а также их количественная и качественная оценка в процессе реализации инвестиционных стратегий опционными трейдерами.

МЕТОДИКА ПРОВЕДЕНИЯ ИССЛЕДОВАНИЯ

В работе применялись методы теоретического и эмпирического анализа, включая экономико-статистический анализ, векторные авторегрессионные модели (VAR), модель авторегрессионной условной гетероскедастичности (GARCH), а также методы машинного обучения.

На начальном этапе анализировалась эффективность методик оценки реализуемой волатильности. В качестве эталонной методики выступала модель Yang–Zhang.

Следующим шагом исследования стал поиск наиболее существенных факторов, влияющих на избыточную волатильность опционов. Авторами были выдвинуты гипотезы сонаправленного воздействия на волатильность индексов геополитических рисков и экономической неопределенности и их компонентов.

Завершающим этапом исследования явились предложения и рекомендации по учету изученных внешних факторов в опционной торговле и хеджировании рисков.

Эмпирической базой исследования выступили материалы ведущих информационно-новостных агентств, данные финансовых институтов, в т. ч. информация о торговых сессиях опционами Московской биржи.

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

Количественная оценка внешних факторов влияния на волатильность опционов

Одним из ключевых вызовов при оценке и прогнозировании избыточной волатильности опционов является учет внешних макроэкономических и политических факторов, которые не всегда отражаются в традиционных рыночных моделях, в отличие от внутренних. В частности, геополитические события и уровень экономической неопределенности оказывают заметное влияние на поведение участников рынка, формируя ожидания, которые могут существенно отклоняться от исторической волатильности базового актива.

Для количественной оценки этих факторов предлагаем использовать такие агрегированные показатели, как индекс геополитических рисков (GPR Index) и индекс экономической неопределенности (EPU Index). Эти индексы отражают восприятие риска на уровне макроэкономики и позволяют анализировать, насколько внешние шоки влияют на ожидания инвесторов относительно будущей волатильности.

Для большинства стран, включая Россию, EPU рассчитывается по одной компоненте, новостной, из-за отсутствия стандартизированных данных по другим компонентам, таким как налоговая и прогнозная. По логике построения GPR схож с EPU, но при этом лучше описывает волатильность инструментов. Так, например, он учитывает больше событий, которые не отражаются в EPU, и тем самым показывает большее количество шоков. Индекс GPR состоит из двух компонентов: угроз (GPRT), которые могут привести к военным событиям, а также непосредственно реализованных геополитических событий (GPRA).

Индекс GPR существует в двух формах: новый GPR (Recent GPR), который считается по большему количеству ресурсов и охватывает данные с 1985 г., и исторический GPR (Historical Index), который рассчитывается на основе трех газет и существует с 1900 г. Временные

ряды индексов достаточно схожи и в целом отражают основные геополитические события, но исторический GPR наиболее шумный из-за маленькой выборки источников его формирования, поэтому для анализа влияния на волатильность лучше использовать Recent GPR, а также отдельно компоненты, из которого он состоит (GPRA, GPRT).

Влияние геополитических рисков (GPR) на волатильность промышленного сектора и валютных пар (гипотезы 1, 2)

Векторная авторегрессионная модель (VAR) с четырьмя лагами, подобранными по критерию AIC (Акаике) и BIC (байесовский информационный критерий), позволила оценить динамику взаимодействия между $\Delta\sigma_t$ (избыточной волатильностью) промышленного сектора (NASDAQ Industrial) и GPR (гипотеза 1). Результаты свидетельствуют о сильной автокорреляции избыточной волатильности: коэффициенты лагов 1–3 значимы при $p < 0,05$ (лаг 1: 1,2025, $p < 0,001$; лаг 2: $-0,6006$, $p < 0,001$; лаг 3: 0,1949, $p = 0,017$), что указывает на инерционную природу волатильности, где прошлые значения существенно определяют текущую динамику. Геополитический риск значимо воздействует на избыточную волатильность с лагом 2: коэффициент 0,0247 ($p = 0,011$) показывает, что рост GPR на 100 пунктов увеличивает избыточную волатильность на 2,47 % в годовом выражении через два месяца. Лаги 1 и 3 GPR незначимы ($p > 0,05$), что подчеркивает запаздывающий характер влияния. Тест Грейнджера ($p = 0,086$) не позволяет отвергнуть гипотезу 1 об отсутствии причинности на уровне значимости 5 %, однако близость p -значения к порогу и значимость 2-го лага GPR подтверждают наличие умеренной связи с лагом. Обратное влияние избыточной волатильности на GPR отсутствует ($p > 0,05$ для всех лагов), что ожидаемо, так как рыночная волатильность не является причиной геополитических событий. Корреляция остатков между переменными низкая ($-0,038$), что указывает на отсутствие сильной неуч-

тенной взаимосвязи. Импульсные отклики показывают, что шок GPR на 100 пунктов вызывает краткосрочное снижение избыточной волатильности (до $-0,015$) в 1-й месяц, затем резкий рост до пика 0,015 на 2-м месяце, после чего отклик затухает, оставаясь около нуля с 5-го по 24-й месяц с небольшими колебаниями в пределах доверительных интервалов ($\pm 0,03$) (рис. 1). Это подтверждает, что влияние GPR проявляется в краткосрочной перспективе, достигая максимума через два месяца, после чего эффект практически исчезает. Таким образом, геополитический риск оказывает умеренное запаздывающее влияние на избыточную волатильность опционов, проявляющееся в течение двух месяцев после геополитического шока, с последующим быстрым затуханием.

Далее оценим динамику взаимодействия между $\Delta\sigma_t$ (избыточной волатильностью) USD/RUB и GPR (гипотеза 2). Результаты показывают значительную автокорреляцию избыточной волатильности: коэффициенты лагов 1–3 значимы или близки к значимости (лаг 1: 1,1856, $p < 0,001$; лаг 2: $-0,6021$, $p < 0,001$; лаг 3: 0,1657, $p = 0,060$), что свидетельствует об инерционности волатильности. Геополитический риск оказывает значимое воздействие на избыточную волатильность с лагом 1: коэффициент 0,0010 ($p = 0,025$) указывает, что рост GPR на 100 пунктов увеличивает избыточную волатильность на 0,10 в годовом выражении через один месяц. Лаги 2 и 3 GPR незначимы ($p > 0,05$) (рис. 2).

Тест Грейнджера ($p = 0,048$) отвергает гипотезу 2 об отсутствии причинности на уровне 5 %, подтверждая, что GPR причинно влияет на избыточную волатильность. Обратное влияние волатильности на GPR также присутствует: коэффициенты лагов 1 и 2 значимы (лаг 1: 47,9463, $p = 0,009$; лаг 2: $-64,8879$, $p = 0,012$), что указывает на двунаправленную связь. Двусторонняя зависимость объясняется спецификой российского рынка: рост GPR, связанный с санкциями или конфликтами, усиливает волатильность USD/RUB из-за чувствительности рубля к геополитическим шокам, влияющим на потоки капитала и ожидания инвесторов. В свою

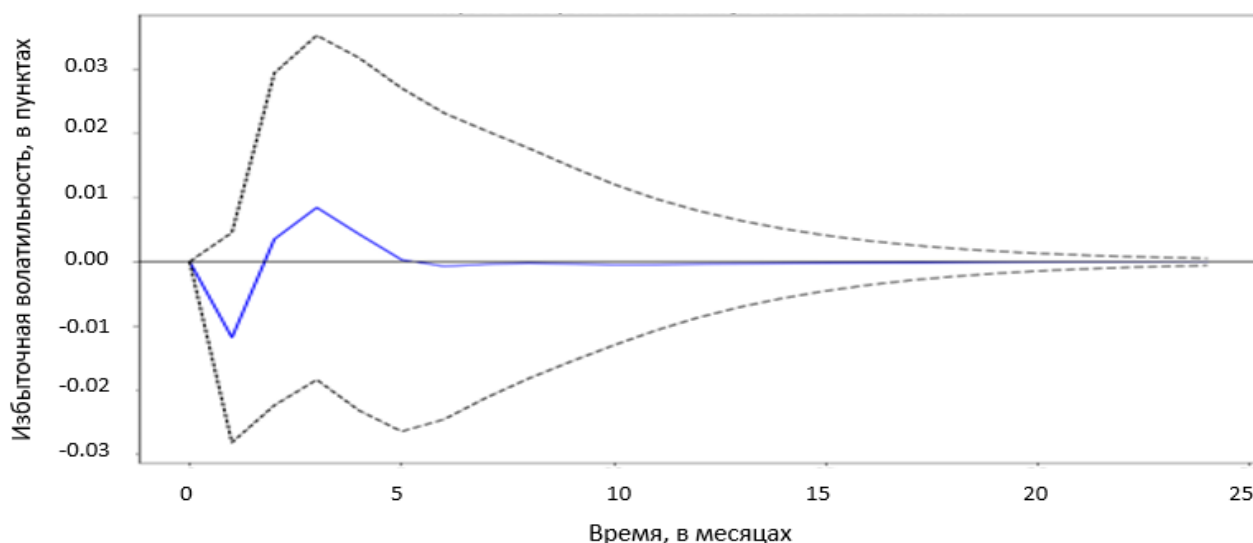


Рис. 1. График импульсных откликов избыточной волатильности NASDAQ Industrial и GPR
Fig. 1. Chart of NASDAQ Industrial and GPR excess volatility impulse responses

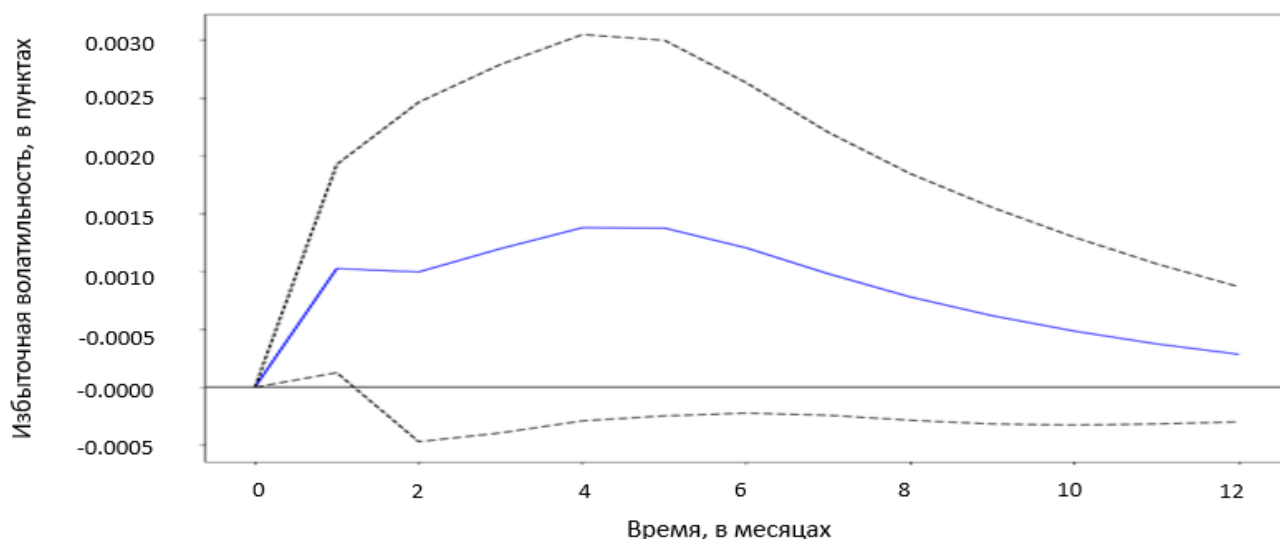


Рис. 2. График импульсных откликов избыточной волатильности USD/RUB и GPR
Fig. 2. Chart of USD/RUB and GPR excess volatility impulse responses

очередь, повышенная волатильность опционов, отражающая нестабильность курса, может усиливать восприятие геополитического риска, поскольку нестабильность рубля ассоциируется с политической и экономической неопределенностью, особенно в условиях зависимости экономики России от экспорта ресурсов и санкционного давления. Корреляция остатков умеренная (0,269), что свидетельствует о наличии неучтенной взаимосвязи. Таким образом, геополитический риск оказывает быстрое (в течение одного месяца) и значимое влияние на избыточную волатильность опционов USD/RUB, при этом волатильность, в свою очередь, влияет на динамику GPR, демонстрируя взаимосвязь между рынком и геополитическими факторами.

Анализ воздействия внезапного начала войны в сравнении с ростом ее вероятности (гипотеза 3)

Рассмотрим различие в избыточной волатильности во время внезапных войн и военных конфликтов и войн, для которых была характерна заблаговременная информационная подготовка (гипотеза 3). К первой группе можно отнести специальную военную операцию (24 февраля 2022 г.), а ко второй — Иракскую войну 20 марта 2003 г.

Главные события СВО начали разворачиваться вечером 23 февраля 2022 г. Примерно в 22:00 по московскому времени главы ДНР и ЛНР обратились за помощью к России, прося защиту от агрессии со стороны Украины. В 05:30 24 февраля Совбез ООН экстренно собрался на совещание по просьбе Украины, и в 05:52 Владимир Путин выступил с обращением к россиянам и объявил о начале специальной военной операции. До 24 февраля, безусловно, существовал новостной фон относительно возможного обострения конфликта на Донбассе, но фактически все основные события-триггеры наступили ночью 24 февраля, что говорит об СВО как о внезапном событии. На графике волатильности можно заметить область избыточной волатильности как на фоне возможного обострения конфликта, так и сразу после его начала (рис. 3). Однако во втором

случае избыточная волатильность в разы выше своего уровня и галопирует резкими темпами, что очень хорошо объясняется теорией «военного портфеля». Инвесторы начали массово продавать свой «мирный портфель», состоящий из более рискованных и, как следствие, более доходных акций, и перемещать денежные средства в «военный портфель».

Обратная ситуация прослеживается во время войны в Ираке. До ее начала американские СМИ активно сообщали о возможном начале военных действий, и этот новостной фон привел к повышенному уровню избыточной волатильности еще до самой войны. На графике (рис. 4) видно, что после начала полномасштабных действий избыточная волатильность незначительно выросла и потом начала свое снижение. Этот факт объясняется тем, что во время возрастания вероятности войны инвесторы постепенно продавали свои «мирные портфели» и перекладывали денежные средства в «военные портфели».

Волатильность золота как защитного актива и влияние GPRT (гипотеза 4)

Оценим динамику взаимодействия между $\Delta\sigma_t$ (избыточной волатильностью) золота (XAUUSD) и компонентой угроз в индексе геополитических рисков (GPRT) (гипотеза 4). Результаты показывают значительную автокорреляцию избыточной волатильности: коэффициенты лагов 1–3 значимы или близки к значимости (лаг 1: 1,188286, $p < 0,001$; лаг 2: $-0,628198$, $p < 0,001$; лаг 3: 0,290201, $p < 0,001$), что свидетельствует об инерционности волатильности. Геополитический риск оказывает значимое воздействие на избыточную волатильность с лагом 1: коэффициент $-0,006769$ ($p = 0,035$) указывает, что рост GPR на 100 ед. снижает избыточную волатильность на 0,68 п. п. Лаги 2 и 3 GPR незначимы ($p > 0,05$) (рис. 5). Тест Грейнджера ($p = 0,113$) не отвергает гипотезу 4 об отсутствии причинности на уровне 5 %, что говорит о том, что GPR не является надежным предиктором волатильности золота в долгосрочной перспективе, несмотря на значимость 1-го лага.

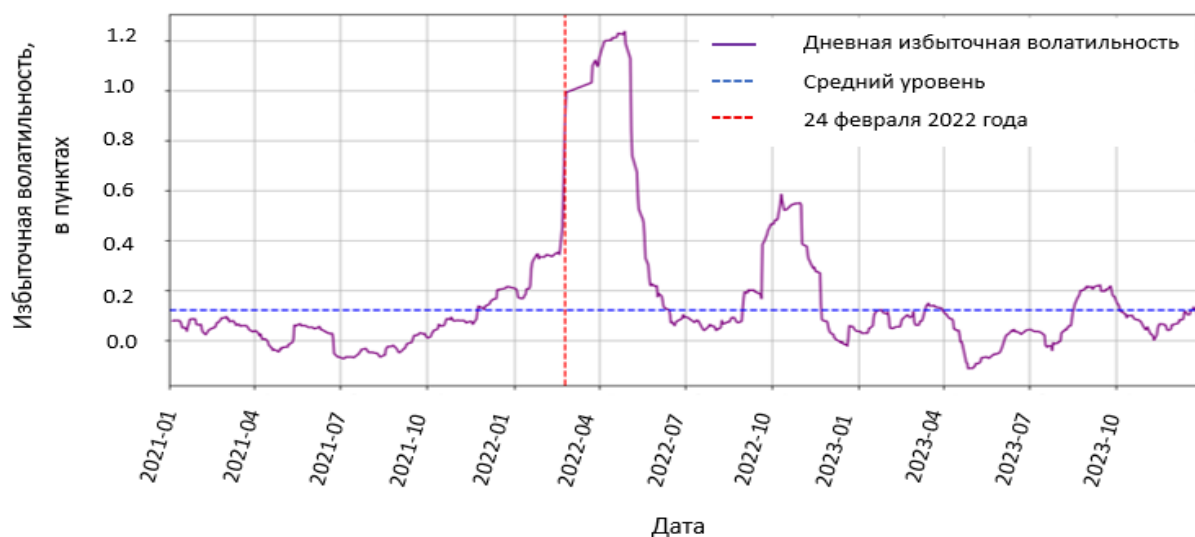


Рис. 3. График дневного превышения волатильности MOEX во время СВО
Fig. 3. Chart of MOEX daily volatility excess during the SMO



Рис. 4. График дневного превышения волатильности SPY во время Иракской войны
Fig. 4. Chart of SPY daily volatility excess during the Iraq War

Обратное влияние волатильности на GPR отсутствует: коэффициенты лагов $\Delta\sigma_t$ незначимы (лаг 1: $-1,191310$, $p=0,138$; лаг 2: $1,169189$, $p=0,319$; лаг 3: $-0,152323$, $p=0,849$), что исключает двунаправленную связь. Данная односторонняя зависимость объясняется ролью золота как безопасного актива: рост GPR, связанный с геополитическими кризисами (войны, санкции, конфликты), увеличивает спрос на золото, что стабилизирует его цену и снижает краткосрочную волатильность. В свою очередь, изменения волатильности золота не влияют на восприятие геополитического риска, так как рынок фокусируется на фундаментальных факторах GPR, таких как новости о конфликтах, а не на динамике цен драгоценных металлов. Корреляция остатков слабая

($0,152494$), что указывает на минимальную неучтенную взаимосвязь, возможно, из-за влияния других факторов, таких как инфляция, курс доллара или цены на нефть. Как итог, гипотеза 4 частично подтвердилась, за исключением направленности движения влияния.

Сравнительный анализ влияния GPR на развитые и развивающиеся рынки (гипотеза 5)

Далее проанализируем волатильность основных индексов США и России, рассмотрим их связь с GPR и EPU, а также выявим степень влияния (гипотеза 5). Для начала рассмотрим избыточную волатильность SPY и GPR. Результаты показывают значительную автокорреляцию избыточной волатильности: коэффициенты

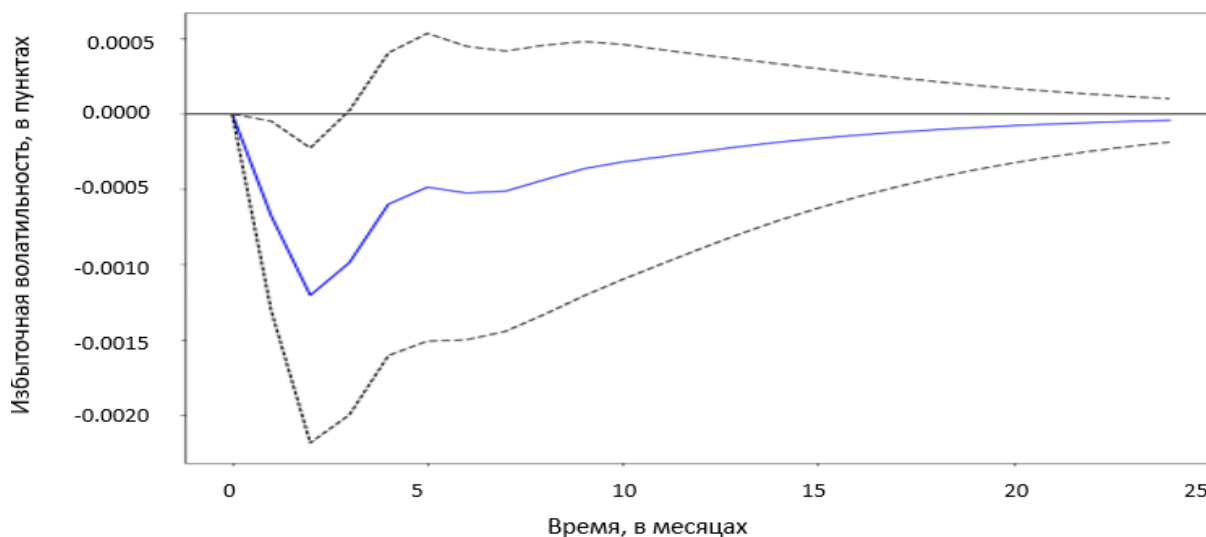


Рис. 5. График импульсных откликов избыточной волатильности XAUUSD и GPR
Fig. 5. Chart of XAUUSD and GPR excess volatility impulse responses

лагов 1–3 значимы или близки к значимости (лаг 1: 1,243966, $p < 0,001$; лаг 2: $-0,586861$, $p < 0,001$; лаг 3: 0,181232, $p < 0,001$), что свидетельствует об инерционности волатильности. Геополитический риск не оказывает значимого воздействия на избыточную волатильность на всех лагах: коэффициенты лагов 1 ($-0,000676$, $p = 0,851$), 2 (0,000342, $p = 0,942$) и 3 ($-0,001699$, $p = 0,638$) незначимы ($p > 0,05$). Это указывает на то, что рост GPR не вызывает заметных изменений в избыточной волатильности SPY (рис. 6). Тест Грейнджера ($F = 0,2074$, критическое значение 2,617, $p = 0,891$, $df = (3, 752)$) не отвергает гипотезу 5 об отсутствии причинности на уровне 5 %, подтверждая, что GPR не является предиктором волатильности SPY.

Обратное влияние волатильности на GPR отсутствует: коэффициенты лагов $\Delta\sigma_t$ незначимы (лаг 1: 0,081046,

$p = 0,911$; лаг 2: $-0,037774$, $p = 0,972$; лаг 3: $-0,158293$, $p = 0,826$), что исключает двунаправленную связь. Данная односторонняя независимость объясняется спецификой американского фондового рынка: рост GPR, связанный с геополитическими кризисами (войны, санкции, конфликты), имеет ограниченное влияние на волатильность SPY, так как широкий индекс S&P 500 диверсифицирован по секторам и устойчив к локальным геополитическим шокам благодаря сильной экономической базе США. В свою очередь, изменения волатильности SPY не влияют на восприятие геополитического риска, что может быть связано с тем, что рынок акций США воспринимается как индикатор внутренней экономической стабильности, а не геополитической неопределенности. Таким образом, геополитический риск не оказывает значимого влияния на избыточную волатильность

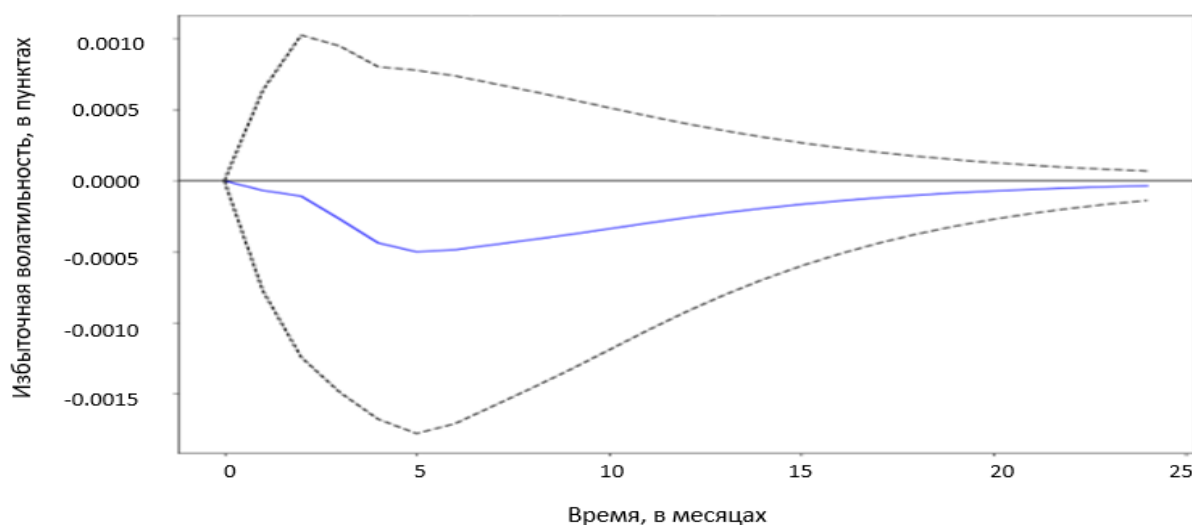


Рис. 6. График импульсных откликов избыточной волатильности SPY и GPR
Fig. 6. Chart of SPY and GPR excess volatility impulse responses

SPY ни на краткосрочном, ни на долгосрочном горизонтах, что подчеркивает устойчивость американского фондового рынка к геополитическим шокам. Отсутствие обратного влияния и причинности ($p=0,891$) подтверждает, что волатильность SPY определяется в первую очередь внутренними экономическими факторами, а не глобальными геополитическими рисками.

В отличие от SPY, выводы для индекса MOEX обратные. Результаты показывают значительную автокорреляцию избыточной волатильности: коэффициенты лагов 1–3 значимы или близки к значимости (лаг 1: 1,136168, $p<0,001$; лаг 2: $-0,375765$, $p<0,001$; лаг 3: 0,093693, $p=0,084$), что свидетельствует об инерционности волатильности. Геополитический риск оказывает значимое воздействие на избыточную волатильность: коэффициент 1-го лага 0,048198 ($p=0,005$) указывает, что рост GPR на 100 ед. увеличивает избыточную волатильность на 4,8198 в годовом выражении через один месяц, а коэффициент 3-го лага $-0,049908$ ($p=0,004$) свидетельствует о коррекции на третьем месяце (рис. 7). Лаг 2 GPR незначим ($p=0,703$). Тест Грейнджера ($F=5,895$, критическое значение 2,619, $p=0,001$, $df=(3, 638)$) отвергает гипотезу 5 об отсутствии причинности на уровне 5 %, подтверждая, что GPR причинно влияет на избыточную волатильность MOEX.

Обратное влияние волатильности на GPR также присутствует: коэффициенты лагов 1–3 значимы (лаг 1: 0,526290, $p=0,004$; лаг 2: $-0,958465$, $p<0,001$; лаг 3: 0,354285, $p=0,045$), что указывает на двустороннюю связь. Двусторонняя зависимость объясняется спецификой российского фондового рынка: рост GPR, связанный с санкциями, конфликтами или геополитической нестабильностью, усиливает волатильность MOEX из-за чувствительности российского рынка к внешним шокам, влияющим на потоки капитала и ожидания инвесторов. В свою очередь, повышенная волатильность MOEX, отражающая нестабильность экономики, может усиливать восприятие геополитического риска, так как нестабильность российского рынка ассоциируется

с политической и экономической неопределенностью, особенно в условиях зависимости от экспорта ресурсов и санкционного давления. Корреляция остатков слабая (0,160464), что указывает на минимальную неучтенную взаимосвязь, возможно, из-за влияния других факторов, таких как цены на нефть, валютные интервенции ЦБ РФ или глобальные экономические условия. Таким образом, геополитический риск оказывает быстрое (в течение одного месяца) и значимое влияние на избыточную волатильность MOEX с последующей коррекцией на третьем месяце, при этом волатильность, в свою очередь, влияет на динамику GPR, демонстрируя взаимосвязь между рынком и геополитическими факторами.

Видно, что два из трех предположений в рамках гипотезы 5 оказались верными. GPR действительно сильнее влияет на развивающиеся рынки, в отличие от развитых. Если влияние на MOEX было сильным и значимым, то в случае SPY реакция оказалась обратной и незначимой в силу устойчивости экономики к геополитическим шокам. Осталось выявить влияние EPU на основные индексы.

Влияние экономической неопределенности (EPU) на основные индексы (гипотезы 6, 7)

Оценим динамику взаимодействия между $\Delta\sigma_t$ (избыточной волатильностью) индекса MOEX и индексом экономической неопределенности России (EPU_RUS) (гипотеза 6). Результаты показывают значительную автокорреляцию избыточной волатильности: коэффициенты лагов 1–3 значимы или близки к значимости (лаг 1: 0,962160, $p<0,001$; лаг 2: $-0,436186$, $p<0,001$; лаг 3: 0,088761, $p=0,354$), что свидетельствует об инерционности волатильности. Экономическая неопределенность России оказывает слабое воздействие на избыточную волатильность: коэффициент 1-го лага 0,000528 ($p=0,051$) находится на грани значимости, указывая, что рост EPU_RUS на 100 ед. увеличивает избыточную волатильность на 0,0528 в годовом выражении через один месяц. Лаги 2 и 3 EPU_RUS незначимы ($p=0,879$ и $p=0,194$ соответственно) (рис. 8).

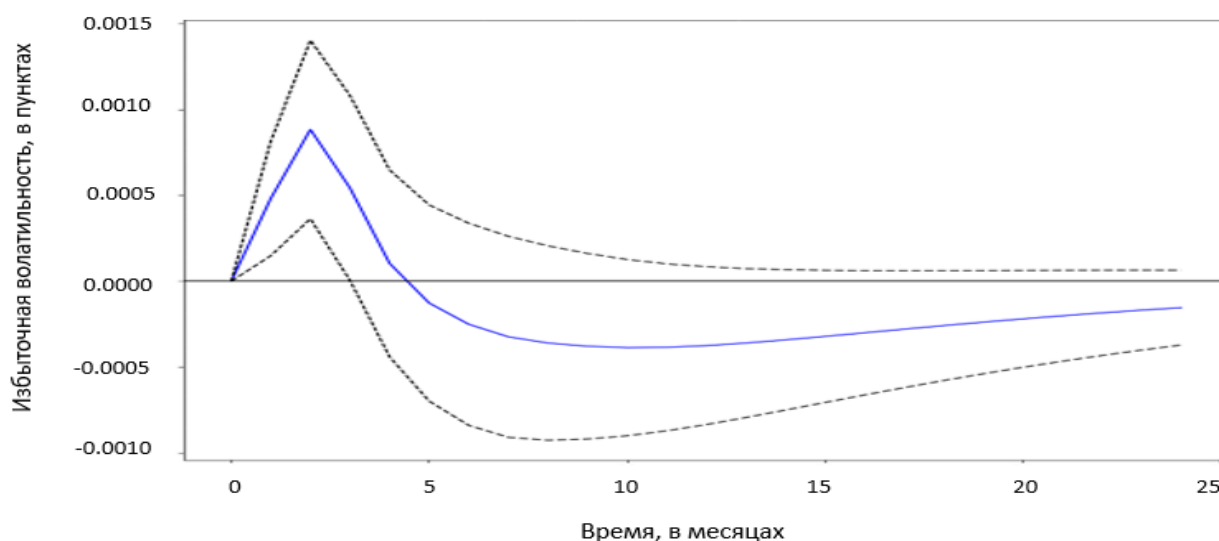


Рис. 7. График импульсных откликов избыточной волатильности MOEX и GPR
Fig. 7. Chart of MOEX and GPR excess volatility impulse responses

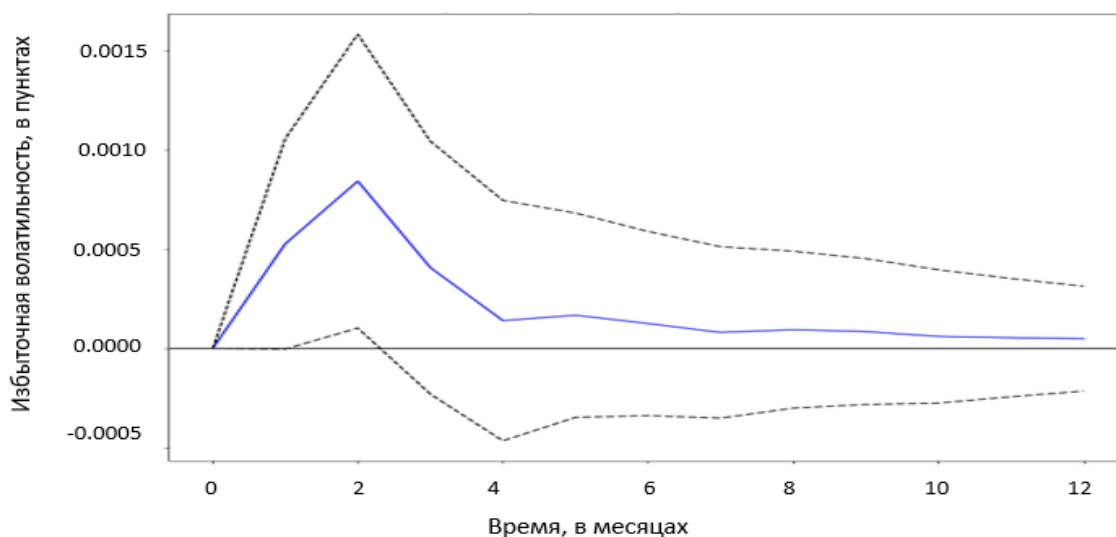


Рис. 8. График импульсных откликов избыточной волатильности MOEX и EPU_RUS
 Fig. 8. Chart of MOEX and EPU_RUS excess volatility impulse responses

Тест Грейнджера ($F=1,789$, критическое значение $2,639$, $p=0,150$, $df=(3, 266)$) не отвергает гипотезу 6 об отсутствии причинности на уровне 5 %, подтверждая, что EPU_RUS не является надежным предиктором волатильности MOEX.

Обратное влияние волатильности на EPU_RUS присутствует: коэффициенты лагов 1 и 2 значимы (лаг 1: $170,520230$, $p<0,001$; лаг 2: $-136,929822$, $p<0,001$), а лаг 3 близок к значимости ($51,526435$, $p=0,083$), что указывает на двунаправленную связь. Двусторонняя зависимость объясняется спецификой российского фондового рынка: рост EPU_RUS, связанный с внутренней экономической неопределенностью (например, изменения в регулировании, санкции, колебания цен на нефть), может усиливать волатильность MOEX через нестабильность ожиданий инвесторов и отток капитала, хотя эффект слабый. В свою очередь, повышенная волатильность MOEX, отражающая нестабильность рынка, усиливает восприятие экономической неопределенности в России, так как высокая волатильность ассоциируется с макроэкономической и политической нестабильностью, особенно в условиях зависимости экономики от экспорта ресурсов и санкционного давления. Корреляция остатков умеренная ($0,403272$), что свидетельствует о наличии неучтенной взаимосвязи, возможно, из-за влияния других факторов, таких как геополитические риски, цены на нефть или интервенции ЦБ РФ.

Таким образом, экономическая неопределенность России (EPU_RUS) оказывает слабое и краткосрочное (в течение одного месяца) влияние на избыточную волатильность MOEX, при этом волатильность, в свою очередь, значительно влияет на динамику EPU_RUS, демонстрируя взаимосвязь между рынком и внутренними экономическими факторами. Однако отсутствие причинности ($p=0,150$) подчеркивает, что EPU_RUS не является ключевым драйвером волатильности российского рынка, где доминируют геополитические и сырьевые факторы.

В исследовании оценивается корреляция избыточной волатильности SPY и EPU_USA (гипотеза 7). Результаты показывают значительную автокорреляцию избыточной волатильности: коэффициенты лагов 1–4 значимы или близки к значимости (лаг 1: $1,188301$, $p<0,001$; лаг 2: $-0,507149$, $p<0,001$; лаг 3: $0,127873$, $p=0,121$; лаг 4: $0,038813$, $p=0,462$), что свидетельствует об инерционности волатильности. Экономическая неопределенность США оказывает значимое воздействие на избыточную волатильность с лагом 1: коэффициент $0,000369$ ($p=0,008$) указывает, что рост EPU на 100 ед. увеличивает избыточную волатильность на $0,0369$ в годовом выражении через один месяц. Лаг 2 близок к значимости ($-0,000291$, $p=0,070$), а лаги 3 и 4 незначимы ($p=0,222$ и $p=0,583$) (рис. 9). Тест Грейнджера ($F=2,261$, критическое значение $2,384$, $p=0,061$, $df=(4, 744)$) не отвергает гипотезу 7 об отсутствии причинности на уровне 5 %, подтверждая, что EPU США не является надежным предиктором волатильности SPY в долгосрочной перспективе, несмотря на краткосрочный эффект.

Обратное влияние волатильности на EPU США присутствует: коэффициент 1-го лага значим (лаг 1: $50,540602$, $p=0,022$), а остальные лаги незначимы (лаг 2: $-30,312959$, $p=0,365$; лаг 3: $-4,984683$, $p=0,879$; лаг 4: $-3,885805$, $p=0,853$), что указывает на частичную двунаправленную связь. Двусторонняя зависимость объясняется спецификой американского фондового рынка: рост EPU США, связанный с экономической неопределенностью (например, изменения в монетарной политике, торговые войны, выборы), усиливает волатильность SPY через нестабильность ожиданий инвесторов и снижение аппетита к риску. В свою очередь, повышенная волатильность SPY, отражающая нестабильность рынка, может усиливать восприятие экономической неопределенности в США, так как высокая волатильность на широком рынке ассоциируется с макроэкономическими рисками, влияющими на бизнес и потребительское доверие. Корреляция остатков умеренная ($0,344513$), что свидетельствует о наличии неучтенной

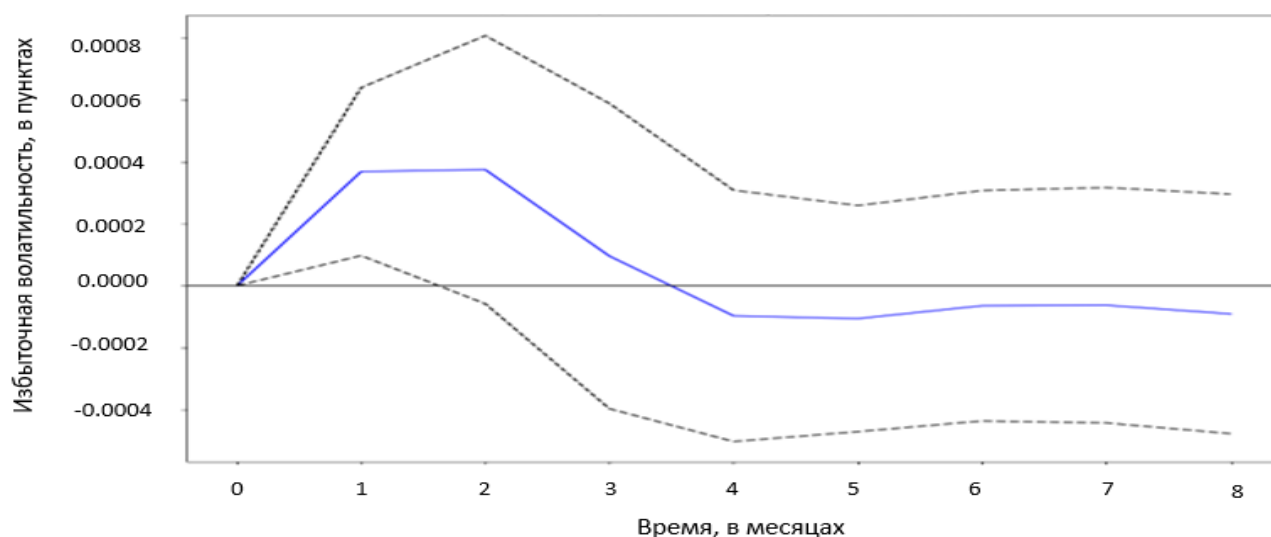


Рис. 9. График импульсных откликов избыточной волатильности SPY и EPU_USA
 Fig. 9. Chart of SPY and EPU_USA excess volatility impulse responses

взаимосвязи, возможно, из-за влияния других факторов, таких как процентные ставки ФРС или геополитические риски.

Таким образом, экономическая неопределенность США (EPU США) оказывает краткосрочное (в течение одного месяца) и значимое влияние на избыточную волатильность SPY, при этом волатильность, в свою очередь, частично влияет на динамику EPU США, демонстрируя слабую взаимосвязь между рынком и экономическими факторами. Однако отсутствие причинности ($p=0,061$) подчеркивает, что EPU США не является ключевым драйвером волатильности SPY в долгосрочной перспективе, где доминируют другие факторы, такие как корпоративные доходы и макроэкономические индикаторы.

Сравнивая выводы влияния EPU на индексы развитых (SPY) и развивающихся стран (MOEX), приходим к доказательству выдвинутой ранее гипотезы 7. Влияние сонаправленное и статистически значимое, развитые рынки менее восприимчивы к экономической неопределенности, а развивающиеся – более восприимчивы.

ОБСУЖДЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ

В экономической литературе, посвященной факторам влияния на волатильность опционов [9; 10], есть мнение, что войны ведут к крупным пакетам бюджетных стимулов, вызванных быстро растущими расходами на оборону, что ускоряет рост ВВП для тех стран, которые участвуют во внешней войне. Для стран, на чьей территории ведется война, ситуация обратная, и война может привести к снижению ВВП на 20 % через 3 года, что равносильно влиянию Великой депрессии на экономику США или в 2–3 раза превышает влияние глобального финансового кризиса 2008 г., а также может привести к снижению ВВП на 50 % через 5 лет, согласно средним оценкам автора, без учета специфики каждой экономики [11]. Страны, которые ведут войну на своей территории, сталкиваются с быстрым разрушением своей экономики и экспоненциаль-

ным ростом долга для финансирования войны, что вынуждает прибегать к быстрому расширению денежной базы. Таким образом, цены растут в среднем на 14.5 п. п. в год до тех пор, пока продолжается война. Такая ситуация ведет к росту фондового рынка, поскольку в данной ситуации акции, являясь реальными активами, могут защитить от инфляционных последствий внутренних войн, что, например, и стало причиной быстрого роста французского фондового рынка во времена двух мировых войн [12].

Влияние войны на фондовый рынок не так однозначно, и нельзя уверенно говорить как о росте фондового рынка из-за бегства инвесторов от инфляции, так и о его снижении из-за увеличения премии за риск, которое приводит к снижению цены рискованных инструментов [13; 14]. Согласно исследованиям [15; 16], единственное, о чем можно говорить с большой уверенностью, – в данной ситуации всегда остаются в преимуществе компании оборонного сектора, а доллар США имеет тенденцию укрепляться в ответ на начало войны из-за бегства из национальной валюты в мировую. Данные выводы можно использовать для выдвижения гипотезы о зависимости волатильности промышленного сектора и GPR и зависимости GPR и валютной пары USD / национальная валюта. Хочется также отметить, что авторы не выявили значимую статистическую реакцию цены на золото и фондового рынка в ответ на военные события, хотя долгое время золото рассматривалось как инструмент защиты от рисков. Это указывает на необходимость дальнейшего анализа влияния факторов на такой вид актива, как золото.

По мнению [17], данную связь необходимо рассматривать с точки зрения «военного портфеля». Предполагается, что по мере увеличения вероятности разворачивания военных действий инвестор продает часть инструментов «мирного портфеля», вкладываясь в «военный портфель» с более низкой доходностью. Если вероятность наступления войны увеличивается постепенно, то инвесторы постепенно перемещают свои активы

из «мирного портфеля» в «военный портфель» без сильных колебаний на рынке. Если война начинается резко и неожиданно, то инвесторы вынуждены сразу продавать свой «мирный портфель» для формирования «военного портфеля», что создает сильное нисходящее движение на рынке (рис. 10). Можно выдвинуть гипотезу, что резкое начало войны приводит к всплеску волатильности, в отличие от плавного роста вероятности наступления военного конфликта, и данный всплеск связан с мгновенной продажей «мирного портфеля».

Развивая данные идеи, экономисты [18; 19] выявили зависимость цены золота от геополитического риска. Как оказалось, GPR коррелирует с золотом, в отличие GPR и GPRA, а значит, может и коррелировать с волатильностью его цены [20].

GPR оказывает большее влияние на развивающиеся рынки, чем на развитые, и, как следствие, сильнее влияет на волатильность инструментов фондового рынка развивающихся стран. Эта предположение основано на том, что в случае реализации данных угроз страны с развитой экономикой и, как следствие, с развитой банковской системой могут быстро подавить последствия данных факторов [21]. Таким примером может послужить реакция США на одну из компонент GPR – теракт. Во времена терактов 11 сентября 2001 г. США находились не в лучшем положении, пережив пузырь доткомов, и казалось, что теракт приведет шаткую экономику к рецессии. Однако благодаря быстрой реакции ФРС в виде покупки казначейских облигаций на открытом рынке удалось быстро успокоить финансовые рынки и предотвратить кризис ликвидности. Среднесрочные последствия террористических атак были смягчены снижением ставки на 0,5 п. п. и дополнительным снижением на 0,25 в октябре 2001 г. Безусловно, в странах с более низким уровнем развития экономики реакция была бы менее эффективной и несвоевременной, что подтверждается [22].

Полученные выводы имеют практическую ценность для профессиональных трейдеров, портфельных менеджеров, а также институциональных инвесторов, которые стремятся оптимизировать свои стратегии опционной торговли и хеджирования в условиях глобальной

нестабильности. Избыточная волатильность, определяемая как превышение среднеисторического уровня волатильности актива, служит важным индикатором рыночного состояния, сигнализирует о возможной переоцененности опционов и открывает возможности для продажи опционов как стратегии извлечения прибыли. Учитывая выявленные временные лаги, интенсивность воздействия факторов и различия в реакциях развитых и развивающихся рынков, предлагаем ряд специализированных опционных стратегий.

Поскольку для индекса MOEX рост GPR на 100 ед. увеличивает избыточную волатильность на 4,8198 % в годовом выражении через один месяц (коэффициент 0,048198, $p=0,005$), а для валютной пары USD/RUB – на 0,10 % (коэффициент 0,0010, $p=0,025$), то такая чувствительность требует применения активных хеджирующих стратегий. Для таких целей можно использовать барьерные опционы (barrier options) с функцией knock-out, где покупка пут-опционов на фьючерсы MOEX или валютные опционы на USD/RUB активируется при достижении порога волатильности, например, в 5 % роста. Кроме того, при выявлении избыточной волатильности, превышающей среднеисторические уровни (например, более 20 % для MOEX), можно применять стратегию короткого стренгла (short strangle), которая включает в себя продажу пут- и колл-опционов с одинаковой датой экспирации (например, 30 дней) и страйками, расположенными выше и ниже спотовой цены, что позволит заработать на переоцененности опционов за счет снижения их премий по мере стабилизации рынка. Помимо описанной выше стратегии можно использовать вертикальный пут-спред (vertical put spread) путем комбинации покупки краткосрочного пут-опциона с продажей пут-опциона с более низким страйком для снижения стоимости хеджа и адаптации к краткосрочным скачкам волатильности.

Для промышленного сектора (NASDAQ Industrial), где влияние GPR проявляется с лагом 2, увеличивая волатильность на 2,47 % при росте GPR на 100 пунктов (коэффициент 0,0247, $p=0,011$), предлагается стратегия защитного коллапа (protective collar). Эта стратегия включает покупку пут-опциона на секторальный ETF

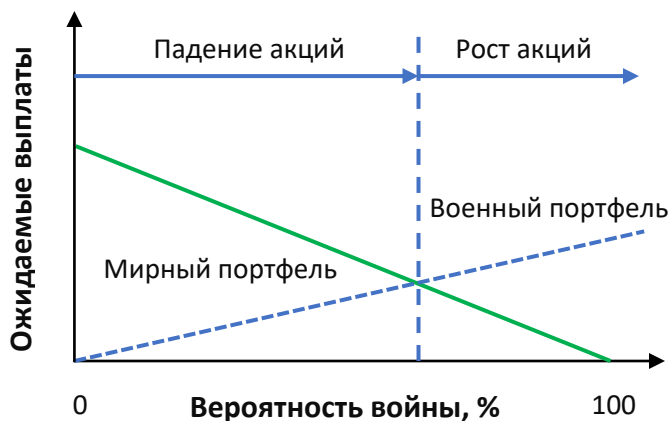


Рис. 10. Схема перемещения средств из «мирного портфеля» в «военный портфель» [10, с. 7]

Fig. 10. Scheme of transferring funds from the “peace portfolio” to the “military portfolio” [10, p. 7]

XLI со страйком на 3 % ниже текущей цены и экспирацией 60 дней, совмещенную с продажей колл-опциона со страйком на 5 % выше для частичного покрытия премии. Учитывая запаздывающий эффект, подтвержденный импульсными откликами с пиком на втором месяце, трейдеры могут настроить экспирацию опционов, чтобы минимизировать издержки и защитить портфель от роста волатильности. Если избыточная волатильность превысит средний уровень (например, более 15 % для XLI), можно дополнить стратегию продажей вертикального колл-спреда (vertical call spread), продавая колл-опцион со страйком выше текущей цены и покупая колл с еще более высоким страйком, что позволит извлечь прибыль из переоцененности опционов при их последующем удешевлении.

Золото (XAUUSD) демонстрирует снижение избыточной волатильности на 0.68 п. п. при росте GPRT на 100 ед. (коэффициент $-0,006769$, $p=0,035$), что подчеркивает его роль безопасного актива. Для использования этой характеристики рекомендуется стратегия «бычий спред» (bull spread). Она включает покупку колл-опциона на фьючерсы на золото со страйком на 2 % выше текущей цены и экспирацией 30–45 дней, совмещенную с продажей колл-опциона с более высоким страйком (например, на 5 % выше) для получения премии. Эта стратегия позволяет зафиксировать потенциальный рост цены золота в первые 30 дней после геополитического шока, одновременно ограничивая риск через полученную премию. При выявлении избыточной волатильности, сигнализирующей о переоцененности опционов, можно применять стратегию «железный кондор» (iron condor), продавая пут- и колл-опционы с внешними страйками (например, ± 10 % от текущей цены) и покупая опционы с более далекими страйками (± 15 %), что обеспечит доход за счет снижения премий при стабилизации рынка. Для долгосрочных инвесторов можно дополнить портфель акциями золотодобывающих компаний через ETF, используя золото как базовый хеджирующий актив.

Для развитых рынков, таких как SPY, где влияние GPR незначимо ($p=0,891$), а EPU производит краткосрочный эффект (коэффициент $0,000369$, $p=0,008$), предлагается стратегия «длинный стрэдл» (long straddle). Данная стратегия предполагает одновременную покупку колл-опционов и пут-опционов на индекс VIX с одинаковыми страйками, близкими к текущей цене, и датой экспирации 45 дней. К примеру, при ожидаемых макроэкономических и геополитических событиях трейдер может приобрести опционы на VIX для обеспечения прибыльности при любом значительном движении волатильности. В случае хеджирования портфеля SPY можно использовать защитный пут (protective put) путем покупки опциона пут на SPY со страйком на 2 % ниже текущей цены и с датой экспирации 30 дней для защиты от падения рынка в первый месяц после внешних шоков.

Для MOEX, где влияние EPU_RUS слабое ($p=0,150$), но обратное воздействие волатильности на EPU значимо ($p<0,001$), рекомендуется стратегия «вертикальный спред с защитой» (protected vertical spread). Она включает покупку пут-опциона на MOEX со страйком на 3 % ниже текущей цены и экспирацией 30 дней для защиты от роста волатильности, совмещенную с продажей

колл-опциона со страйком на 5 % выше для получения премии. Эта стратегия учитывает двунаправленную связь, позволяя заработать на обратном влиянии волатильности на EPU_RUS, если рынок стабилизируется после шока, например из-за изменений в регулировании или цен на нефть. При выявлении избыточной волатильности (например, более 25 % для MOEX), можно использовать короткий стренгл (short strangle), продавая пут- и колл-опционы со страйками на 5–10 % от текущей цены, что обеспечит доход за счет снижения премий при нормализации волатильности. Для точного тайминга можно интегрировать анализ макроэкономических индикаторов, таких как динамика экспорта.

Учет различий в поведении волатильности при внезапных и подготовленных конфликтах требует адаптивного подхода. Для внезапных событий, таких как СВО, где волатильность MOEX резко возрастает, предлагается стратегия «краткосрочный пут-спред» (short-term put spread). Она включает покупку пут-опциона на MOEX с экспирацией 7–14 дней и страйком на 5 % ниже текущей цены, дополненную продажей пут-опциона с более низким страйком для частичного покрытия затрат. Эта стратегия позволяет оперативно реагировать на шок, минимизируя издержки. Если избыточная волатильность сигнализирует о переоцененности, можно дополнить подход продажей вертикального колл-спреда (vertical call spread) для извлечения прибыли. Для мониторинга эффективности можно использовать индикаторы рыночной волатильности. Для подготовленных конфликтов, таких как Иракская война (20 марта 2003 г.), где волатильность SPY нарастает постепенно, рекомендуется календарный пут-спред (calendar put spread). Он подразумевает поэтапную покупку пут-опционов на SPY с экспирациями 30 и 60 дней и страйками на 2–3 % ниже текущей цены в течение 1–2 месяцев до начала конфликта, что снижает среднюю стоимость хеджирования и готовит к пику волатильности. При избыточной волатильности можно применить продажу железного кондора (iron condor) для заработка на стабилизации рынка.

ОСНОВНЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ И ВЫВОДЫ

Проведенное исследование, направленное на анализ влияния геополитических рисков (GPR) и экономической неопределенности (EPU) на избыточную волатильность опционов, позволяет сделать ряд значимых выводов, подчеркивающих как теоретическую, так и практическую ценность полученных результатов. В рамках работы была выполнена комплексная оценка внешних факторов, определяющих динамику волатильности финансовых инструментов, таких как NASDAQ Industrial, USD/RUB, XAU/USD, SPY и MOEX, с акцентом на различия в реакции как развитых, так и развивающихся рынков. Использование векторной авторегрессионной модели подтвердило, что геополитические шоки и экономическая неопределенность оказывают значимое влияние на волатильность, причем это воздействие носит асимметричный характер: развивающиеся рынки, такие как MOEX, демонстрируют более высокую чувствительность к росту GPR (рост избыточной волатильности на 4,8198 % через месяц после шока), тогда как развитые рынки, такие как SPY, более устойчивы.

Важным выводом исследования стало выявление временных лагов в реакции волатильности на внешние факторы, что подчеркивает необходимость учета запаздывающих эффектов при разработке торговых стратегий. Например, для NASDAQ Industrial влияние GPR проявляется ростом волатильности на 2,47 %, с лагом 2, что требует адаптации хеджирующих инструментов, таких как защитный коллар, к этим временным характеристикам. Кроме того, анализ показал, что избыточная волатильность может служить индикатором переоцененности опционов, открывая возможности для прибыльных стратегий, таких как продажа стренгла или железного кондора, особенно в условиях резких шоков, таких как начало СВО в 2022 г.

С практической точки зрения разработанные рекомендации по опционной торговле и хеджированию рисков – использование барьерных опционов для МОЕХ и булл-кредитного спреда для ХАУ/USD – обеспечивают баланс между минимизацией рисков и максимизацией доходности в условиях неопределенности. Их преимущество заключается в гибкости, так как исполнение или отказ от исполнения при достижении заданного ценового уровня позволяет ограничить убытки, при этом сохраняя потенциал для получения прибыли. Однако успешная реализация этих стратегий требует не только глубокого понимания рыночных закономерностей, но и постоянного мониторинга макроэкономических и геополитических индикаторов, особенно на российском рынке, где ограниченная прозрачность данных и высокая зависимость от внешних факторов остаются значимыми вызовами.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Хоранян М.Э. Модели исторической и ожидаемой волатильности: генезис и применение // Вестник Российского экономического университета им. Г.В. Плеханова. Вступление. Путь в науку. 2022. Т. 12. № 2. С. 47–58. EDN: [MHDWLT](#).
- Гайомей Д., Зайцев А. Прогнозирование волатильности индексов фондового рынка США с использованием моделей GARCH и высокочастотных оценок волатильности // Экономические науки. 2022. № 208. С. 49–57. DOI: [10.14451/1.208.49](#).
- Семернина Ю.В., Киселев М.В., Якунин С.В., Якунина А.В. Сравнительная характеристика фьючерсных и форвардных контрактов // Менеджмент производных финансовых инструментов. Саратов: Российский экономический университет им. Г.В. Плеханова, 2020. С. 48–51.
- Arraut I., Ka-I Lei. The Role of the Volatility in the Option Market // AppliedMath. 2023. Vol. 3. № 4. P. 882–908. DOI: [10.3390/appliedmath3040047](#).
- Готфрид А.О., Гузикова Л.А. Предпрогнозный анализ объема торгов на рынке опционов // Финансы и кредит. 2021. Т. 27. № 9. С. 1962–1979. DOI: [10.24891/fc.27.9.1962](#).
- Wang Guodong. Pricing of vulnerable option under affine stochastic volatility with simultaneous jumps model // Journal of Computational and Applied Mathematics. 2025. Vol. 475. Article number 117033. DOI: [10.1016/j.cam.2025.117033](#).
- Атрощенко С.А., Первушкина Е.А., Статеев А.А., Володин А.М., Хорькин Д.А. Математическая модель прогнозирования волатильности // Наука и бизнес: пути развития. 2024. № 6. С. 10–15. EDN: [MTFLBK](#).
- Souto H.G., Moradi A. Yang & Zhang's realized volatility: Automated estimation in Python // Software Impacts. 2024. Vol. 19. Article number 100613. DOI: [10.1016/j.simpa.2024.100613](#).
- Caplan B. How Does War Shock the Economy? // Journal of International Money and Finance. 2002. Vol. 21. № 2. P. 145–162. DOI: [10.1016/S0261-5606\(01\)00046-8](#).
- Черевко В.Е. Оборонно-промышленный комплекс как фактор роста национальной экономики // Экономика и бизнес: теория и практика. 2024. № 7. С. 222–225. DOI: [10.24412/2411-0450-2024-7-222-225](#).
- Chatterjee U. Economic Policy Uncertainty, World Uncertainty, and Economic Growth: Evidence from a Bayesian Vector Autoregression Analysis // International Business Research. 2023. Vol. 16. № 8. Article number 28. DOI: [10.5539/ibr.v16n8p28](#).
- Klement J. Geoeconomics: The interplay between geopolitics, economics, and investment. New York: CFA Institute Research Foundation, 2021. 290 p. URL: <https://www.cfainstitute.org/-/media/documents/book/rf-publication/2021/geo-economics-full.ashx>.
- Галлямов Т.Ф., Савелов Г.А., Калач Г.П. Влияние войн на финансовые рынки // Экономика и безопасность. 2025. № 4. С. 108–111. EDN: [TXVXN](#).
- Чирков М.А., Шаповалова А.В., Чистяков М.С. Российский фондовый рынок в условиях специальной военной операции и эскалации санкционного давления англосаксонской коалиции // Экономика и предпринимательство. 2023. № 6. С. 176–187. DOI: [10.34925/EIP.2023.155.6.029](#).
- Guidolin M., Ferrara E.A. The Economic Effects of Violent Conflict: Evidence from Asset Market Reactions // Journal of Peace Research. 2010. Vol. 47. № 6. P. 671–684. DOI: [10.2139/ssrn.825889](#).
- Hassani H., Yeganegi M.R., Gupta R. Historical Forecasting of Interest Rate Mean and Volatility of the United States: Is There a Role of Uncertainty? // Annals of Financial Economics. 2021. Vol. 15. № 4. Article number 2050018. DOI: [10.1142/S2010495220500189](#).
- Brune A., Hens T., Rieger M.O., Wang Mei. The War Puzzle: Contradictory Effects of International Conflicts on Stock Markets // International Review of Economics. 2015. Vol. 62. № 1. P. 1–21. DOI: [10.1007/s12232-014-0215-7](#).
- Li Xiongying, Ye Cheng, Bhuiyan M.A., Huang Shui ren. Volatility forecasting with an extended GARCH-MIDAS approach // Journal of Forecasting. 2023. Vol. 43. № 1. P. 24–39. DOI: [10.1002/for.3023](#).
- Домашенко Г.А., Ивина Е.С. Роль золота в трансформирующейся мировой финансовой системе // Наука о человеке: гуманитарные исследования. 2025. Т. 19. № 2. С. 171–184. EDN: [EEFNPI](#).
- Baur D.G., Smales L.A. Gold and Geopolitical Risk. 2018. URL: <https://ssrn.com/abstract=3109136>.
- Сараджева О.В., Ковтун М.А. Вызовы банковской отрасли с позиции экономической безопасности // Вестник экономической безопасности. 2020. № 2. С. 301–302. EDN: [DIGMUG](#).

22. Blomberg S.B., Hess G.D., Orphanides A. The Macroeconomic Consequences of Terrorism // *Journal of Monetary Economics*. 2004. Vol. 51. № 5. P. 1007–1032. DOI: [10.2139/ssrn.525982](https://doi.org/10.2139/ssrn.525982).
- REFERENCES**
1. Khoranyan M.E. Historical and expected volatility models: genesis and application. *Vestnik of the Plekhanov Russian university of economics. Introduction. The road to science*, 2022, vol. 12, no. 2, pp. 47–58. EDN: [MHDWLT](https://elibrary.ru/mhdwlt).
 2. Gayomey D., Zaytsev A. Forecasting the volatility of us stock market indexes using GARCH models and high frequency volatility estimators. *Scientific Journal Economic Sciences*, 2022, no. 208, pp. 49–57. DOI: [10.14451/1.208.49](https://doi.org/10.14451/1.208.49).
 3. Semernina Yu.V., Kiselev M.V., Yakunin S.V., Yakunina A.V. Comparative characteristics of futures and forward contracts. *Menedzhment proizvodnykh finansovykh instrumentov*. Saratov, Rossiyskiy ekonomicheskii universitet im. G.V. Plekhanova Publ., 2020, pp. 48–51.
 4. Arraut I., Ka-I Lei. The Role of the Volatility in the Option Market. *AppliedMath*, 2023, vol. 3, no. 4, pp. 882–908. DOI: [10.3390/appliedmath3040047](https://doi.org/10.3390/appliedmath3040047).
 5. Gotfrid A.O., Guzikova L.A. A pre-predictive analysis of trading volume in the options market. *Finance and Credit*, 2021, vol. 27, no. 9, pp. 1962–1979. DOI: [10.24891/fc.27.9.1962](https://doi.org/10.24891/fc.27.9.1962).
 6. Wang Guodong. Pricing of vulnerable option under affine stochastic volatility with simultaneous jumps model. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 2025, vol. 475, article number 117033. DOI: [10.1016/j.cam.2025.117033](https://doi.org/10.1016/j.cam.2025.117033).
 7. Atroshchenko S.A., Pervushkina E.A., Statuev A.A., Volodin A.M., Khorkin D.A. A mathematical model of volatility forecasting. *Science and Business: Ways of Development*, 2024, no. 6, pp. 10–15. EDN: [MTFLBK](https://elibrary.ru/mtflbk).
 8. Souto H.G., Moradi A. Yang & Zhang's realized volatility: Automated estimation in Python. *Software Impacts*, 2024, vol. 19, article number 100613. DOI: [10.1016/j.simpa.2024.100613](https://doi.org/10.1016/j.simpa.2024.100613).
 9. Caplan B. How Does War Shock the Economy? *Journal of International Money and Finance*, 2002, vol. 21, no. 2, pp. 145–162. DOI: [10.1016/S0261-5606\(01\)00046-8](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(01)00046-8).
 10. Cherevko V.E. The military-industrial complex as a factor in the growth of the national economy. *Economy and Business: Theory and Practice*, 2024, no. 7, pp. 222–225. DOI: [10.24412/2411-0450-2024-7-222-225](https://doi.org/10.24412/2411-0450-2024-7-222-225).
 11. Chatterjee U. Economic Policy Uncertainty, World Uncertainty, and Economic Growth: Evidence from a Bayesian Vector Autoregression Analysis. *International Business Research*, 2023, vol. 16, no. 8, article number 28. DOI: [10.5539/ibr.v16n8p28](https://doi.org/10.5539/ibr.v16n8p28).
 12. Klement J. *Geoeconomics: The interplay between geopolitics, economics, and investment*. New York, CFA Institute Research Foundation Publ., 2021. 290 p. URL: <https://www.cfainstitute.org/-/media/documents/book/rf-publication/2021/geo-economics-full.ashx>.
 13. Gallyamov T.F., Savelov G.A., Kalach G.P. The impact of wars on financial markets. *Economy and Security*, 2025, no. 4, pp. 108–111. EDN: [TXYVXN](https://elibrary.ru/txyvxn).
 14. Chirkov M.A., Shapovalova A.V., Chistyakov M.S. The Russian stock market under conditions of a special military operation and escalation of sanctions pressure of the Anglo-Saxon coalition. *Ekonomika i predprinimatelstvo*, 2023, no. 6, pp. 176–187. DOI: [10.34925/EIP.2023.155.6.029](https://doi.org/10.34925/EIP.2023.155.6.029).
 15. Guidolin M., Ferrara E.A. The Economic Effects of Violent Conflict: Evidence from Asset Market Reactions. *Journal of Peace Research*, 2010, vol. 47, no. 6, pp. 671–684. DOI: [10.2139/ssrn.825889](https://doi.org/10.2139/ssrn.825889).
 16. Hassani H., Yeganegi M.R., Gupta R. Historical Forecasting of Interest Rate Mean and Volatility of the United States: Is There a Role of Uncertainty? *Annals of Financial Economics*, 2021, vol. 15, no. 4, article number 2050018. DOI: [10.1142/S2010495220500189](https://doi.org/10.1142/S2010495220500189).
 17. Brune A., Hens T., Rieger M.O., Wang Mei. The War Puzzle: Contradictory Effects of International Conflicts on Stock Markets. *International Review of Economics*, 2015, vol. 62, no. 1, pp. 1–21. DOI: [10.1007/s12232-014-0215-7](https://doi.org/10.1007/s12232-014-0215-7).
 18. Li Xiongying, Ye Cheng, Bhuiyan M.A., Huang Shuiren. Volatility forecasting with an extended GARCH-MIDAS approach. *Journal of Forecasting*, 2023, vol. 43, no. 1, pp. 24–39. DOI: [10.1002/for.3023](https://doi.org/10.1002/for.3023).
 19. Domashchenko G.A., Ivina E.S. The role of gold in the transforming global financial system. *Russian Journal of Social Sciences and Humanities*, 2025, vol. 19, no. 2, pp. 171–184. EDN: [EEFNPJ](https://elibrary.ru/eefnpj).
 20. Baur D.G., Smales L.A. *Gold and Geopolitical Risk*. 2018. URL: <https://ssrn.com/abstract=3109136>.
 21. Saradzheva O.V., Kovtun M.A. Challenges to the banking industry from an economic security perspective. *Vestnik of economic security*, 2020, no. 2, pp. 301–302. EDN: [DIGMUG](https://elibrary.ru/digmug).
 22. Blomberg S.B., Hess G.D., Orphanides A. The Macroeconomic Consequences of Terrorism. *Journal of Monetary Economics*, 2004, vol. 51, no. 5, pp. 1007–1032. DOI: [10.2139/ssrn.525982](https://doi.org/10.2139/ssrn.525982).

The influence of external factors on excess option volatility

Sergey A. Zhironkin^{1,4}, Doctor of Sciences (Economics), Professor,
professor of Chair of Commerce and Marketing
Mariya E. Konovalova^{*2,5}, Doctor of Sciences (Economics), Professor,
Director of the Institute of National and Global Economy
Olga Yu. Kuzmina^{2,6}, PhD (Economics), Associate Professor,
assistant professor of Chair of Economic Theory
Dmitry P. Aleksandrov³, graduate student

¹Siberian Federal University, Krasnoyarsk (Russia)

²Samara State University of Economics, Samara (Russia)

³HSE University, Moscow (Russia)

*E-mail: mkonoval@mail.ru

⁴ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0887-5907>

⁵ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1876-8144>

⁶ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4460-0468>

Received 29.07.2025

Revised 29.08.2025

Accepted 15.09.2025

Abstract: In the context of increasing geopolitical and macroeconomic instability, identifying and accounting for factors influencing option volatility is of particular interest to practicing investors. Over the past few years, the volumes of option trading have demonstrated steady growth, surpassing the volumes of futures trading, demonstrating the growing role of options in the structure of financial markets. High turbulence of economic processes leads to low risk management efficiency in options trading. This problem can be solved through a more accurate assessment of volatility price formation factors. The use of modern economic statistical analysis methods, including vector autoregressive (VAR) models, the generalized autoregressive conditional heteroscedasticity (GARCH) model, and machine learning techniques, allowed carrying out a comprehensive analysis aimed at identifying relevant variables and developing approaches to incorporating them in option volatility modeling. The authors focused on expanding and deepening scientific understanding of the nature and mechanisms of option volatility formation in the face of environmental instability. It is proved that geopolitical shocks and economic uncertainty have a significant impact on volatility, and that this impact is asymmetric: emerging markets demonstrate greater sensitivity to these factors than developed markets. The results and conclusions obtained can be used to forecast excess option volatility, which, when taken into account, will allow developing more profitable investment strategies.

Keywords: volatility; excess volatility; options; price formation; investment strategies; indices; vector autoregression.

For citation: Zhironkin S.A., Konovalova M.E., Kuzmina O.Yu., Aleksandrov D.P. The influence of external factors on excess option volatility. *Digital Economy & Innovations*, 2025, no. 3, pp. 7–20. DOI: 10.18323/3034-2074-2025-3-62-1.

Развитие рынка цифровых финансовых активов в контексте цифровой трансформации мировой экономики

*Хмелева Галина Анатольевна*¹, доктор экономических наук, профессор,
профессор кафедры региональной экономики и управления,
главный научный сотрудник Центра изучения стран Азии, Африки и Латинской Америки
Матерова Елена Сергеевна^{*2}, кандидат экономических наук, доцент,
доцент кафедры экономической теории

Самарский государственный экономический университет, Самара (Россия)

*E-mail: nedlen63@yandex.ru

¹ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4953-9560>

²ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7262-3256>

Поступила в редакцию 20.08.2025

Пересмотрена 28.08.2025

Принята к публикации 11.09.2025

Аннотация: Обозначившийся на сегодняшний день рост популярности криптовалют, токенизация реальных активов и появление цифровых валют центральных банков (CBDC) стимулируют образование нового сектора экономики – рынка цифровых финансовых активов (ЦФА), который трансформирует традиционные подходы к инвестированию, расчетам и регулированию. Соответствие экономики государств этим тенденциям во многом определяет не только их конкурентоспособность на мировой арене, но и независимость развития в целом. В работе была поставлена и реализована задача комплексного исследования рынка ЦФА через ключевые его сегменты – криптовалюты, стейблкоины, токенизированные активы и цифровые валюты центральных банков в разрезе таких показателей, как динамика перечисленных секторов, капитализация и географическое распределение. Помимо определения характерных для каждого сектора тенденций, результаты исследования показали, что рынок ЦФА структурно развивается от криптовалют к токенизации активов (RWA) и стейблкоинам, а затем – к CBDC. Выявленные закономерности позволили разработать трехэтапную модель адаптации рынка ЦФА в России. Модель включает этапы адаптации (либерализацию регулирования, запуск цифрового рубля), интеграции (токенизацию сырьевого экспорта, расчеты в стейблкоинах в ЕАЭС) и трансформации (внедрение ЦФА в МСБ, выпуск суверенных цифровых активов). Полученные результаты могут быть использованы регуляторами и финансовыми институтами для формирования стратегии развития цифровых финансов в условиях санкций и с целью достижения технологического суверенитета.

Ключевые слова: цифровые финансовые активы (ЦФА); криптовалюты; стейблкоины; токенизация активов (RWA); цифровые валюты центральных банков (CBDC); блокчейн; DeFi; цифровая трансформация; цифровой рубль; экономическая адаптация.

Для цитирования: Хмелева Г.А., Матерова Е.С. Развитие рынка цифровых финансовых активов в контексте цифровой трансформации мировой экономики // Цифровая экономика и инновации. 2025. № 3. С. 21–29. DOI: 10.18323/3034-2074-2025-3-62-2.

ВВЕДЕНИЕ

Настоящее исследование мотивировано отсутствием комплексного подхода к изучению рынка цифровых финансовых активов (ЦФА), который учитывал бы структурную взаимосвязь всех его сегментов (криптовалют, стейблкоинов, токенизированных активов и CBDC) и предлагал бы практическую модель интеграции этих инструментов в национальную экономику, в частности – в условиях России.

Современная мировая экономика характеризуется цифровой трансформацией, которая выражается в глобальном переходе от традиционных бизнес-моделей к технологически продвинутым решениям, основанным на данных, блокчейне, искусственном интеллекте и облачных вычислениях. Этот процесс меняет не только способы производства и распределения товаров, но и саму природу финансовых систем. В этой трансформации роль инфраструктурного слоя играют ЦФА, обеспечивая новые формы владения, обмена и инвестирования.

Рынок ЦФА стал ключевым драйвером изменений в мировой экономике благодаря своей способности ломать традиционные барьеры и создавать принципиально новые финансовые экосистемы. Во-первых, технология блокчейна, лежащая в основе ЦФА, обеспечивает децентрализацию, устраняя необходимость в посредниках – банках или платежных системах. Это резко снижает стоимость транзакций. Во-вторых, ЦФА демократизируют доступ к инвестициям: токенизация позволяет дробить активы – от недвижимости до произведений искусства, – делая их доступными для малых инвесторов [1].

Кроме того, рынок ЦФА выступает лабораторией для инноваций, форсируя изменения в традиционном секторе. Например, DeFi-протоколы с их алгоритмическим кредитованием и доходностью до 10 % годовых вынуждают банки внедрять цифровые продукты [2]. Даже регуляторы, сопротивляясь, адаптируются: MiCA в Евросоюзе и лицензирование криптобирж в Гонконге создают правовые рамки для интеграции ЦФА

в традиционное финансовое пространство [3]. При этом кризисы доверия к фиатным деньгам (гиперинфляция в Аргентине, санкционные риски) ускоряют переход на альтернативные активы. Таким образом, ЦФА не просто следуют за цифровой трансформацией, а активно формируют ее повестку, переопределяя понятия денег, собственности и доверия.

Учитывая обозначенную значимость рынка ЦФА, многие представители научной среды, а также регуляторы (например, Банк России) проводят многочисленные исследования данного сектора с целью определения его текущего состояния, преимуществ, возможных угроз и перспектив использования ЦФА в мировом контексте и в условиях отдельно взятой страны.

Между тем большинство проведенных исследований носят фрагментарный характер и посвящены лишь отдельным аспектам или видам цифровых финансовых активов, к примеру криптовалютам [4], цифровым валютам центральных банков (Central Bank Digital Currency, CBDC) [5–7], инфраструктурным компонентам обращения и оценки [8–10] или вопросам регулирования [11; 12].

В рамках данной работы была предпринята попытка комплексного изучения рынка ЦФА в структурном разрезе с последующим выстраиванием логической модели внедрения данных инструментов в российскую экономику в современных условиях.

Цель исследования – выявить ключевые тенденции и закономерности развития рынка цифровых финансовых активов в условиях глобальной цифровой трансформации для построения логической модели развития рынка ЦФА в рамках российской экономики.

МЕТОДИКА ПРОВЕДЕНИЯ ИССЛЕДОВАНИЯ

Исследование проводилось на основе комплексного анализа качественных и количественных данных, позволяющего выявить ключевые тенденции развития рынка ЦФА и их взаимосвязь с процессами цифровой трансформации экономики. На первом этапе проводился сбор статистических данных из авторитетных источников, включая отчеты Chainalysis, CoinGecko, BIS и IMF, а также аналитические обзоры Банка России. Это позволило оценить динамику рынка ЦФА по таким показателям, как капитализация, объем транзакций и география распространения.

Особое внимание уделялось кейсам интеграции ЦФА в традиционные финансовые системы, включая запуск CBDC и внедрение криптопродуктов банками. Качественная оценка регуляторных изменений проводилась на основе нормативных документов.

Заключительный этап включал прогнозирование тенденций с использованием методов экстраполяции и сценарного моделирования развития рынка ЦФА в России через последовательность внедрения разных видов активов. Результаты исследования визуализировались через графики, диаграммы и таблицы, обеспечивая наглядность выводов.

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

Развитие криптовалюты как ключевого цифрового финансового актива

В рамках статьи был проведен статистический анализ развития рынка ЦФА в мире по основным направ-

лениям – криптовалюты, стейблкоины, токенизированные активы и CBDC.

Ключевым элементом рынка ЦФА выступает криптовалюта. Будучи первой и наиболее массовой формой ЦФА, она обеспечивает децентрализованные расчеты, устраняя необходимость в посредниках, и служит «цифровым золотом» – активом с ограниченной эмиссией (Bitcoin) или программируемыми деньгами (Ethereum). Криптовалюты используются в трех основных направлениях: как средство платежа, как спекулятивный актив и как инфраструктура. При этом криптовалютный рынок является основным индикатором для ЦФА, так как его капитализация на 85 % определяет общий объем сектора, а волатильность биткоина часто коррелирует с активностью в смежных сегментах.

Рынок криптовалют подвержен значительной волатильности, что подтверждает динамика его капитализации и объема торгов (рис. 1). Представленные данные демонстрируют динамичный рост сектора с выраженной циклическостью. За пятилетний период общая капитализация рынка выросла в 4,6 раза – с 745,8 млрд долл. в 2020 г. до 3461,1 млрд долл. в июне 2025 г., что свидетельствует о переходе криптоактивов из нишевого статуса в категорию системообразующих финансовых инструментов. При этом ключевые тренды выглядят противоречиво. Так, в 2021 г. наблюдался экспоненциальный рост капитализации, вызванный главным образом снижением ставок ФРС и массовым притоком розничных инвесторов, тогда как падение объемов торгов на 8 % отражает переход от спекулятивной активности к долгосрочным инвестициям. В 2022 г. наблюдалась значительная коррекция более чем на 50 %, что коррелирует с макроэкономическими шоками (повышением ставок, крахом Terra/LUNA), но уже в 2023 г. рынок восстановился на 55 %, чему способствовали ажиотаж вокруг Bitcoin-ETF и институционализация сектора. Резкое повышение значений в 2024 и 2025 гг. подтверждает зрелость рынка: при росте капитализации на 96 % год к году объемы торгов увеличились лишь на 65 %, что указывает на снижение волатильности и укрепление фундаментальных позиций. Таким образом, крипторынок сохраняет высокую чувствительность к макроэкономике, но постепенно трансформируется в направлении устойчивости.

В географическом аспекте показатель внедрения криптовалют также показывает неоднозначную картину. Так, согласно рейтингу аналитической компании Chainalysis, в последние годы наблюдается возрастание активности использования криптовалют преимущественно в странах с низким уровнем дохода – в тройку лидеров вошли Индия, Нигерия и Индонезия. В первой десятке также присутствуют США, Вьетнам, Украина, Филиппины, Пакистан, Бразилия; Россия находится на 7-м месте рейтинга¹. Такое положение объясняется в первую очередь экономической нестабильностью, низким развитием банковской инфраструктуры и высокой инфляцией в странах – лидерах рейтинга, что делает крипторынок более надежным средством сбережения

¹ The 2024 Geography of Crypto Report: everything you need to know about regional trends in crypto adoption // Chainalysis. URL: <https://www.chainalysis.com/wp-content/uploads/2024/10/the-2024-geography-of-crypto-report-release.pdf>.



Рис. 1. Основные показатели мирового рынка криптовалют за 2020 – июнь 2025 г., млрд долл.

Источник: Графики глобальной капитализации рынка криптовалют //

CoinGecko: агрегатор данных о криптовалютах. URL: <https://www.coingecko.com/ru/global-charts>

Fig. 1. Key indicators of global cryptocurrency market for 2020–June 2025, \$ billion.

Source: Global Cryptocurrency Market Capitalization Charts.

CoinGecko: agregator danych o kryptovalutach. URL: <https://www.coingecko.com/ru/global-charts>

финансов, чем национальная валюта. При этом спад наблюдается в странах с более высоким уровнем доходов, что сопряжено с жестким регулированием, налоговыми барьерами и институционализацией рынка, а также конкуренцией со стороны развитых финансовых систем.

Стейблкоины в структуре мировых ЦФА

На базе криптовалют выделяется отдельная категория цифровых финансовых инструментов – стейблкоины. Стейблкоины – это цифровые активы, чья стоимость привязана к стабильным активам, как правило к таким, как фиатные валюты (доллар США, евро). Их ключевая особенность – минимальная волатильность, что делает из них удобный инструмент для расчетов, сбережений и торговли на крипторынке. Наиболее популярным стейблкоином является USDT (Tether), который привязан к доллару. Таким образом, стейблкоины сочетают надежность традиционных активов с преимуществами криптовалют, становясь ключевым элементом цифровой экономики, что подтверждается ростом капитализации ведущих стейблкоинов в условиях волатильности крипторынка (рис. 2).

Согласно исследованию, доминирующую позицию сохраняет Tether (USDT), чья капитализация выросла до рекордных 157,6 млрд долл. в июне 2025 г., несмотря на кратковременное снижение в 2022 г. (66,2 млрд долл.). Это подтверждает его роль основного инструмента для трейдинга и расчетов в криптоэкономике. USDC, второй по объему стейблкоин, демонстрирует волатильность: пик в 44,4 млрд долл. в 2022 г. сменился падением до 24,9 млрд долл. в 2023 г. (из-за кризиса доверия

после краха Silicon Valley Bank), но к 2025 г. он восстановился до 61,7 млрд долл., чему способствовало уже сточение резервов. Централизованные стейблкоины (USDT, USDC) контролируют 90 % рынка, но их динамика зависит от регуляторных рисков.

Децентрализованный стейблкоин Dai, который также привязан к доллару, постепенно теряет долю рынка, что отражает конкуренцию с более доходными DeFi-продуктами. При этом новые игроки, USDS и Ethena USDe, несмотря на скромные объемы (5–7 млрд долл.), показывают устойчивый рост, особенно в 2024–2025 гг., благодаря инновационным механизмам обеспечения (например, синтетическим долларам Ethena). Подобные тенденции указывают на перспективность внедрения и использования стейблкоинов как отдельного вида цифровых финансовых активов на основе криптовалюты.

Рынок токенизированных активов

Следующий сектор рынка ЦФА – токенизированные активы (Real World Assets, RWA) – представляет собой цифровые аналоги реальных материальных и финансовых активов, выпускаемые на блокчейне в форме токенов. В цифровой форме могут быть представлены самые различные активы – от финансовых инструментов вроде акций и облигаций до материальных ценностей, включая недвижимость, драгоценные металлы и даже интеллектуальную собственность. Например, такие крупные игроки, как американская компания BlackRock, уже начали выпускать токенизированные казначейские векселя, а золото в цифровом виде доступно через токены типа PAXG.

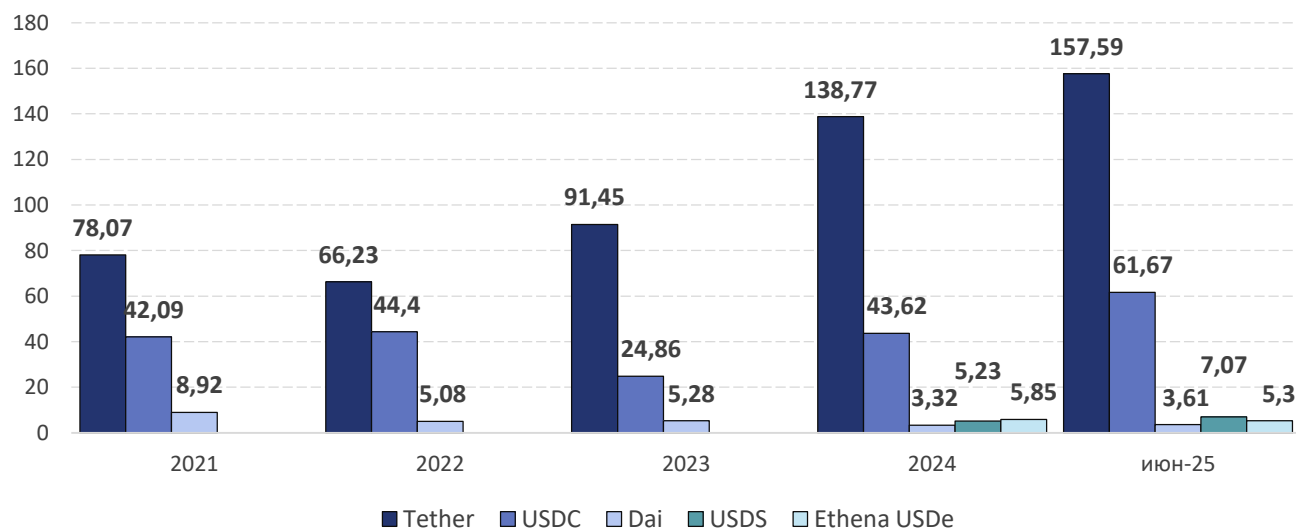


Рис. 2. Рыночная капитализация ведущих стейблкоинов, млрд долл.

Источник: Стейблкоины: опыт использования и регулирования: аналитический доклад. М.: Центральный банк РФ, 2024. 59 с.

URL: https://cbr.ru/Content/Document/File/162005/analytical_report_10072024.pdf

Fig. 2. Market capitalization of leading stablecoins, \$ billion.

Source: Steyblkoyny: opyt ispolzovaniya i regulirovaniya: analiticheskiy doklad [Stablecoins: Experience of Use and Regulation: Analytical Report]. Moscow, Tsentralnyy bank RF Publ., 2024. 59 p.

URL: https://cbr.ru/Content/Document/File/162005/analytical_report_10072024.pdf

Основное преимущество токенизации активов заключается в значительном повышении их ликвидности. Традиционно малоликвидные активы, такие как коммерческая недвижимость или предметы искусства, становятся доступными для торговли на глобальном рынке. Кроме того, технология позволяет дробить активы на минимальные доли, что открывает инвестиционные возможности для широкого круга инвесторов с небольшим капиталом.

Рынок токенизированных активов демонстрирует стремительный рост, достигнув в 2024 г. капитализации в 120 млрд долл. (рис. 3). Многие эксперты прогнозируют, что к 2030 г. объем этого рынка может достичь 16 трлн долл., что свидетельствует о его потенциале для трансформации глобальной финансовой системы². Такое развитие открывает новые перспективы как для институциональных инвесторов, так и для частных лиц, делая мировые рынки капитала более доступными, эффективными и прозрачными. В перспективе токенизация может стать стандартом для большинства классов активов, в том числе и нематериальных, кардинально изменив традиционные подходы к инвестированию и управлению активами.

Представленный на рис. 3 график демонстрирует динамичное перераспределение капиталов между различными категориями цифровых активов. Наиболее заметен экспоненциальный рост сектора токенизированных товаров, которые представлены преимущественно золотом и серебром, что подчеркивает растущий

спрос на цифровое представление сырьевых активов и драгоценных металлов. В то же время сегмент токенизированных казначейских векселей (T-Bills) пережил значительные колебания: резкое падение с 99,18 млн долл. в январе 2024 г. до нулевой отметки в июле того же года, связанное, вероятно, с регуляторными изменениями, сменилось восстановлением до 395,66 млн долл. к июлю 2025 г., что свидетельствует о возвращении доверия институциональных инвесторов.

Особый интерес представляет рост американских токенизированных облигаций (T-Bonds), которые появились только в июле 2024 г. с капитализацией 321,55 млн долл. и всего за год достигли 709,43 млн долл., обогнав по объему другие долговые инструменты (рис. 3). Это отражает тренд на цифровизацию традиционных финансовых продуктов. В то же время сектор токенизированной недвижимости показал менее стабильную динамику: достигнув пика в 459,38 млн долл. в апреле 2024 г., он сократился почти вдвое к июлю 2025 г. (228,69 млн долл.) (рис. 3), что может объясняться цикличностью спроса на рынке коммерческой недвижимости.

Медленнее всего развивается сегмент токенизированных акций, чья капитализация вплоть до апреля 2025 г. оставалась близкой к нулю, а к июлю превысила 0,61 млн долл. (рис. 3), что указывает на сохраняющиеся барьеры для массового внедрения цифровых аналогов акционерного капитала. В целом фиксируется стремительная эволюция рынка RWA: если в начале периода доминировали товарные активы, то к середине 2025 г. сформировался более сбалансированный ландшафт с заметной ролью долговых инструментов, хотя сырьевой сектор сохраняет лидерство с долей 62 % от общей капитализации.

² Токенизация активов реального мира: экономическая природа и опыт регулирования: аналитический доклад. М.: Центральный банк РФ, 2024. 47 с. URL: https://cbr.ru/Content/Document/File/170116/analytical_report_22112024.pdf

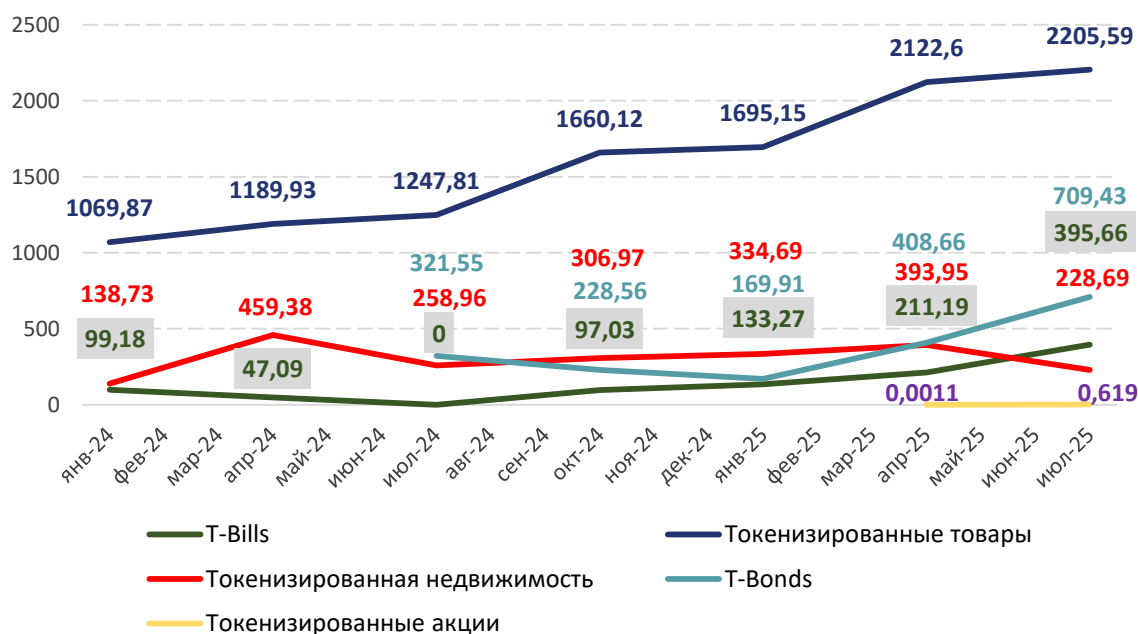


Рис. 3. Объем капитализации основных секторов рынка токенизированных активов, млрд долл.
 Источник: Top Tokenized Assets Coins by Market Cap // CoinGecko: агрегатор данных о криптовалютах.
 URL: <https://www.coingecko.com/en/categories/tokenized-products#key-stats>

Fig. 3. The volume of capitalization of the main sectors of the tokenized assets market, \$ billion.
 Source: Top Tokenized Assets Coins by Market Cap. CoinGecko: агрегатор данных о криптовалютах.
 URL: <https://www.coingecko.com/en/categories/tokenized-products#key-stats>

Сектор цифровых валют центральных банков

Стремление государств адаптироваться к цифровой трансформации экономики отражается в возникновении и развитии сектора CBDC на рынке ЦФА. По данным Банка международных расчетов, к середине 2025 г. более 130 стран находятся на различных стадиях исследования, разработки или внедрения CBDC³. При этом 11 государств, включая Нигерию, Багамские острова и Ямайку, уже полностью запустили свои цифровые валюты, а такие экономические гиганты, как Китай (цифровой юань e-CNY) и Еврозона (цифровой евро), проводят масштабные пилотные проекты. Это объясняется несколькими факторами: необходимостью повысить эффективность платежных систем, противодействовать частным стейблкоинам и сохранить монетарный суверенитет в условиях растущей популярности криптовалют. В России создание цифровой национальной валюты – цифрового рубля – находится на этапе проектирования, запуск планируется на 1 сентября 2026 г.

Мировой опыт правового регулирования ЦФА

Вместе с анализом развития отдельных сегментов рынка ЦФА встает вопрос о его правовом регулировании, которое играет определяющую роль в становлении данного рынка и цифровой трансформации в отдельно взятой стране.

Правовое регулирование ЦФА и криптовалют в мире развивается неравномерно: одни страны активно вне-

дряют регулирование, другие сохраняют запретительный подход. В Евросоюзе в 2023 г. вступил в силу Markets in Crypto-Assets (MiCA) – первый всеобъемлющий закон о криптоактивах, устанавливающий требования к эмитентам, биржам и кошелькам. США регулируют цифровые активы через существующие законы, но Комиссия по ценным бумагам и биржам продолжает ужесточать контроль, особенно в отношении стейблкоинов и DeFi. В Азии Сингапур и Япония создали либеральные режимы для криптобизнеса, тогда как Китай сохраняет запрет на частные криптовалюты, делая ставку на CBDC (цифровой юань). В России правовая база для ЦФА формируется постепенно. С 2021 г. действует закон «О цифровых финансовых активах», который легализовал ЦФА, но оставил вне регулирования криптовалюты как средство платежа. Однако вопросы налогообложения, майнинга и DeFi остаются недостаточно проработанными, что создает риски для бизнеса.

ОБСУЖДЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ

Влияние цифровой трансформации на рынок ЦФА стало катализатором их стремительного развития, формируя новую парадигму финансовых отношений. Переход экономики на цифровые рельсы, сопровождающийся повсеместным внедрением блокчейна, искусственного интеллекта и облачных технологий, создал идеальные условия для роста ЦФА. Технологическая конвергенция позволила устранить ключевые барьеры – высокие транзакционные издержки, географическую ограниченность и низкую скорость расчетов. Например, по данным Всемирного экономического форума, использование смарт-контрактов в DeFi-секторе сократило время обработки

³ Rise of the central bank digital currencies: drivers, approaches and technologies // BIS Working Papers.
 URL: <https://www.bis.org/publ/work880.htm>.

сложных финансовых операций с 3–5 дней до нескольких минут, а их стоимость – на 80–90 % по сравнению с традиционными системами⁴. Это принципиально изменило стандарты эффективности, заставив традиционные финансовые институты ускорить цифровую модернизацию.

Цифровая трансформация также переопределила само понятие финансовых активов, расширив их спектр за счет принципиально новых форм. Токенизация реальных активов (RWA), ставшая возможной благодаря развитию блокчейн-инфраструктуры, привела к появлению гибридных инструментов, сочетающих свойства традиционных и цифровых активов [13]. Причем наблюдаемый значительный рост на данном рынке был обеспечен долговыми финансовыми инструментами, запущенными США [14]. Параллельно искусственный интеллект революционизировал управление ЦФА – алгоритмы на базе машинного обучения сейчас обрабатывают 65 % транзакций на ведущих криптобиржах и прогнозируют ценовые тренды с точностью до 87 % [15]. Эти изменения не только повысили ликвидность рынка, но и привлекли институциональных инвесторов в ряде стран.

Однако наиболее значимым эффектом цифровой трансформации стало стирание границ между традиционными и цифровыми финансами. Центральные банки многих государств разрабатывают CBDC, которые будут интегрированы в приватные стейблкоины и DeFi-протоколы. Крупные американские и европейские корпорации создают гибридные платформы для работы с токенизированными активами, а Visa и Mastercard внедряют криптоплатежи в свои сети.

Наконец, адаптация регуляторных систем подтверждает устойчивость рынка. Введение MiCA в Евросоюз и лицензирование криптобирж в ОАЭ создают правовые рамки, снижающие риски, но не подавляющие инновации [16]. В России также учитываются новые реалии, что выражается в обсуждении легализации криптовалют в международных расчетах и тестировании цифрового рубля. Эти примеры показывают, что ЦФА – не временный тренд, а структурный компонент новой экономики, где цифровые активы, децентрализация и регулируемая инновационность становятся нормой.

Проведенное исследование ключевых структурных секторов рынка ЦФА указывает на наличие некой закономерности развития. Так, в первую очередь параллельно инфраструктурному развитию цифровой экономики формируется крипторынок, за которым следует токенизация разнообразных активов реального мира и создание стейблкоинов как отдельного вида цифровых инструментов в рамках криптовалютной среды. Медленнее всего развивается сектор цифровых национальных валют центральных банков как попытка адаптации государств к новым условиям с сопутствующим государственным регулированием.

Между тем опыт становления рынка ЦФА в географическом аспекте неоднороден и зависит от уровня экономического развития и влияния государства на экономику. Наиболее интересным представляется опыт

США, которые в ряде секторов ЦФА являются гегемонами (например, сектор RWA во многом состоит из государственных токенизированных ценных бумаг – облигаций и векселей). С другой стороны, такое новаторство предположительно может быть спровоцировано попытками покрыть быстрорастущие нужды государственного бюджета и госдолга в частности [17].

С учетом выявленных тенденций и мирового опыта в рамках исследования предлагается логическая модель развития рынка ЦФА в условиях российской экономики, которая решает актуальные на данный момент задачи цифровой трансформации для обхода санкций и достижения технологического суверенитета (рис. 4). Согласно представленной модели, развитие рынка ЦФА в России будет проходить через три последовательных этапа, каждый из которых заложит основы для следующего. На первом этапе главной задачей станет создание необходимой правовой и технологической базы. В этот период будут приняты ключевые законы, регулирующие обращение криптовалют и цифровых активов, включая правила для международных расчетов и майнинга [18]. Параллельно начнется активное внедрение цифрового рубля как основы новой финансовой инфраструктуры. Особое внимание будет уделено развитию национальных технологических решений – созданию отечественных блокчейн-платформ с поддержкой смарт-контрактов и организации регуляторных площадок для тестирования инновационных проектов. Этот этап завершится появлением первых легальных бирж для торговли цифровыми активами и началом токенизации отдельных активов.

Второй этап ознаменуется массовым проникновением цифровых финансовых инструментов в реальную сектор экономики. На практике начнется активная токенизация сырьевых товаров – до трети экспорта нефти, газа и металлов может быть переведено в цифровую форму. Это создаст предпосылки для появления специализированных бирж цифровых активов и развития децентрализованных финансовых сервисов. Особую роль начнут играть рублевые стейблкоины, которые станут удобным инструментом для расчетов между компаниями стран ЕАЭС. Государство будет активно способствовать этому процессу, используя цифровой рубль для бюджетных платежей и вводя налоговые льготы для компаний, работающих с цифровыми активами. К концу этого периода цифровые финансовые инструменты займут заметное место в российской экономике.

Третий, завершающий этап приведет к качественной трансформации финансовой системы. Цифровые активы станут неотъемлемой частью экономики – до 40 % малого и среднего бизнеса будет использовать их в повседневных операциях. Российские блокчейн-платформы выйдут на международный уровень, конкурируя с глобальными аналогами. Особое значение приобретет выпуск суверенных цифровых активов, обеспеченных золотом или сырьевыми товарами, которые могут стать альтернативой традиционным резервным валютам. Россия может превратиться в один из ключевых центров развития цифровых финансовых технологий в Евразии, участвуя в создании международных стандартов для CBDC.

⁴ *The rise of smart contracts and strategies for mitigating cyber and legal risks // World Economic Forum. URL: <https://www.weforum.org/stories/2024/07/smart-contracts-technology-cybersecurity-legal-risks/>.*

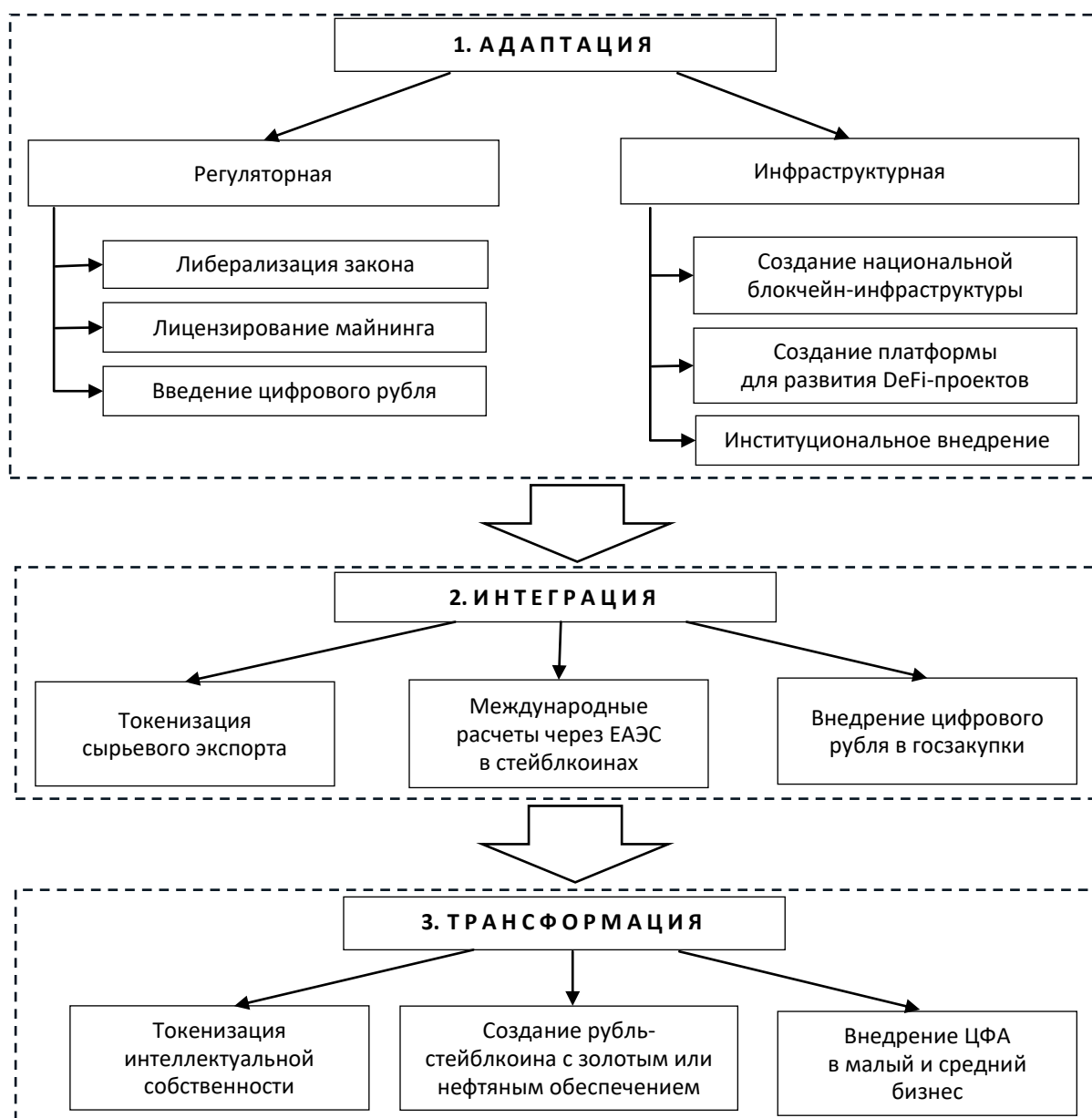


Рис. 4. Модель развития рынка цифровых финансовых активов в условиях российской экономики

Fig. 4. A model for the development of the digital financial assets market in the context of the Russian economy

ОСНОВНЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

На основе полученных результатов исследования ключевых секторов рынка ЦФА были сформулированы общие тенденции его развития, которые представляются основой и инфраструктурной базой цифровой трансформации экономики и выражаются в переходе к стимулирующей модели регулирования, институционализации, токенизации реальных активов, конвергенции традиционных и децентрализованных финансов путем создания стейблкоинов и CBDC. Выявленные тенденции стали базой сформулированной логической модели развития рынка ЦФА в условиях современной российской экономики, которая может стать полноценным инструментом преодоления санкционного давления. Представленная модель

сочетает огосударствленные элементы (цифровой рубль, контроль эмиссии) с рыночными механизмами (токенизацией ресурсов, DeFi).

Полученные результаты будут полезны для дальнейшего исследования рынка ЦФА и выработки стратегии развития данного сектора в условиях трансформации российской экономики с целью достижения максимальной эффективности.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Efimova L., Sizemova O., Chub D. Digital financial assets: concept and legal nature // BRICS law journal. 2024. Vol. 11. № 1. P. 32–57. DOI: [10.21684/2412-2343-2024-11-1-32-57](https://doi.org/10.21684/2412-2343-2024-11-1-32-57).

2. Dimitriadis K.A., Koursaros D., Savva Ch.S. Exploring the dynamic nexus of traditional and digital assets in inflationary times: The role of safe havens, tech stocks, and cryptocurrencies // *Economic Modelling*. 2025. Vol. 151. Article number 107195. DOI: [10.1016/j.econmod.2025.107195](https://doi.org/10.1016/j.econmod.2025.107195).
3. Pavlidis G. Europe in the Digital Age: Regulating Digital Finance Without Suffocating Innovation // *Law, Innovation and Technology*. 2021. Vol. 13. № 2. P. 464–477. DOI: [10.1080/17579961.2021.1977222](https://doi.org/10.1080/17579961.2021.1977222).
4. Тебекин А.В., Петров В.С. Проблемы и перспективы развития мировых рынков криптовалют и их влияние на Российский финансовый рынок // *Теоретическая экономика*. 2025. № 1. С. 72–83. DOI: [10.52957/2221-3260-2025-1-72-83](https://doi.org/10.52957/2221-3260-2025-1-72-83).
5. Кошелев К.А. Тенденции развития рынка цифровых финансовых активов в контексте цифровой трансформации мировой экономики // *Финансы: теория и практика*. 2022. Т. 26. № 4. С. 80–94. DOI: [10.26794/2587-5671-2022-26-4-80-94](https://doi.org/10.26794/2587-5671-2022-26-4-80-94).
6. Ивлева Е.С., Макаров М.Ю., Бобров А.Г. Развитие обращения цифровых финансовых активов в мире в условиях цифровой трансформации // *Экономика и управление*. 2024. Т. 30. № 3. С. 355–363. DOI: [10.35854/1998-1627-2024-3-355-363](https://doi.org/10.35854/1998-1627-2024-3-355-363).
7. Bas T., Malki I., Sivaprasad S. Connectedness between Central Bank Digital Currency, Financial Stability and Digital Assets // *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 2024. Vol. 92. Article number 101981. DOI: [10.1016/j.intfin.2024.101981](https://doi.org/10.1016/j.intfin.2024.101981).
8. Харченко Л.П. Цифровые финансовые активы как инновации в международных расчетах в условиях внешних ограничений // *Известия Байкальского государственного университета*. 2024. Т. 34. № 4. С. 582–591. DOI: [10.17150/2500-2759.2024.34\(4\).582-591](https://doi.org/10.17150/2500-2759.2024.34(4).582-591).
9. Болвачев А.И., Ахвледиани Ю.Т., Кошелев К.А. Институциональный механизм развития рынка цифровых финансовых активов // *Бизнес. Образование. Право*. 2024. № 1. С. 13–17. DOI: [10.25683/VOLBI.2024.66.861](https://doi.org/10.25683/VOLBI.2024.66.861).
10. Манахова И.В., Колмыков К.А. Цифровые финансовые активы на современном финансовом рынке: систематизация опыта и трендов в России // *Известия Саратовского университета. Новая серия. Серия: Экономика. Управление. Право*. 2025. Т. 25. № 2. С. 116–126. DOI: [10.18500/1994-2540-2025-25-2-116-126](https://doi.org/10.18500/1994-2540-2025-25-2-116-126).
11. Бобрышева В.Д., Гречишников В.Ю., Трубина А.А. Цифровые финансовые активы в России: законодательные основы, сравнительный анализ с традиционными инструментами и перспективы рыночной динамики // *Экономическая безопасность*. 2025. Т. 8. № 2. С. 467–481. EDN: [KSBRST](https://www.edn.ru/ksbrst).
12. Темичев Ю.А. Внедрение цифрового рубля в экономику России // *Интеллект. Инновации. Инвестиции*. 2025. № 1. С. 95–105. DOI: [10.25198/2077-7175-2025-1-95](https://doi.org/10.25198/2077-7175-2025-1-95).
13. Андриюшин С.А. Токенизация реальных активов: классификация, платформы, приложения, возможности и проблемы развития // *Russian Journal of Economics and Law*. 2024. Т. 18. № 1. С. 88–104. DOI: [10.21202/2782-2923.2024.1.88-104](https://doi.org/10.21202/2782-2923.2024.1.88-104).
14. Krause D. Rewriting Crypto Regulation: Trump's Actions and the Future of Digital Financial Technology // *SSRN*. 2025. URL: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=5119438.
15. Conlon T., Corbet S., Oxley L. The influence of European MiCa Regulation on Cryptocurrencies // *Global Finance Journal*. 2024. Vol. 63. Article number 101040. DOI: [10.1016/j.gfi.2024.101040](https://doi.org/10.1016/j.gfi.2024.101040).
16. Azar P.D., Baughman G., Carapella F., Gerszten J. The Financial Stability Implications of Digital Assets // *Economic Policy Review*. 2024. Vol. 30. № 2. P. 1–48. DOI: [10.59576/epr.30.2.1-48](https://doi.org/10.59576/epr.30.2.1-48).
17. Митрофанов А.М., Муравьев Н.С., Покаместов И.Е. Цифровые финансовые активы на финансовом рынке Российской Федерации // *Вестник евразийской науки*. 2024. Т. 16. № S1. С. 73–81. EDN: [VTBXJA](https://www.edn.ru/vtbxja).
18. Лансков П.М., Мурашов М.В., Лансков Д.П. Цифровые финансовые активы, их происхождение, развитие и перспективы на российском финансовом рынке. М.: Магистр, 2021. 32 с. DOI: [10.12737/1859925](https://doi.org/10.12737/1859925).

REFERENCES

1. Efimova L., Sizemova O., Chub D. Digital financial assets: concept and legal nature. *BRICS law journal*, 2024, vol. 11, no. 1, pp. 32–57. DOI: [10.21684/2412-2343-2024-11-1-32-57](https://doi.org/10.21684/2412-2343-2024-11-1-32-57).
2. Dimitriadis K.A., Koursaros D., Savva Ch.S. Exploring the dynamic nexus of traditional and digital assets in inflationary times: The role of safe havens, tech stocks, and cryptocurrencies. *Economic Modelling*, 2025, vol. 151, article number 107195. DOI: [10.1016/j.econmod.2025.107195](https://doi.org/10.1016/j.econmod.2025.107195).
3. Pavlidis G. Europe in the Digital Age: Regulating Digital Finance Without Suffocating Innovation. *Law, Innovation and Technology*, 2021, vol. 13, no. 2, pp. 464–477. DOI: [10.1080/17579961.2021.1977222](https://doi.org/10.1080/17579961.2021.1977222).
4. Tebekin A.V., Petrov V.S. Problems and prospects for the development of global cryptocurrency markets and their impact on the Russian financial market. *Theoretical economics*, 2025, no. 1, pp. 72–83. DOI: [10.52957/2221-3260-2025-1-72-83](https://doi.org/10.52957/2221-3260-2025-1-72-83).
5. Koshelev K.A. Trends in the evolution of the digital financial assets market in the context of the digital transformation of the global economy. *Finance: theory and practice*, 2022, vol. 26, no. 4, pp. 80–94. DOI: [10.26794/2587-5671-2022-26-4-80-94](https://doi.org/10.26794/2587-5671-2022-26-4-80-94).
6. Ivleva E.S., Makarov M.Yu., Bobrov A.G. Development of the circulation of digital financial assets in the world in the context of digital transformation. *Economics and Management*, 2024, vol. 30, no. 3, pp. 355–363. DOI: [10.35854/1998-1627-2024-3-355-363](https://doi.org/10.35854/1998-1627-2024-3-355-363).
7. Bas T., Malki I., Sivaprasad S. Connectedness between Central Bank Digital Currency, Financial Stability and Digital Assets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2024, vol. 92, article number 101981. DOI: [10.1016/j.intfin.2024.101981](https://doi.org/10.1016/j.intfin.2024.101981).
8. Kharchenko L.P. Digital financial assets as innovations in international settlements under external constraints. *Bulletin of Baikal state university*, 2024, vol. 34, no. 4, pp. 582–591. DOI: [10.17150/2500-2759.2024.34\(4\).582-591](https://doi.org/10.17150/2500-2759.2024.34(4).582-591).
9. Bolvachev A.I., Akhvediani Yu.T., Koshelev K.A. Institutional mechanism for the development of the digital financial assets market. *Business. Education. Law*, 2024, no. 1, pp. 13–17. DOI: [10.25683/VOLBI.2024.66.861](https://doi.org/10.25683/VOLBI.2024.66.861).

10. Manakhova I.V., Kolmykov K.A. Digital financial assets in modern financial market: systematization of experience and trends in Russia. *Izvestiya of Saratov University. Economics. Management. Law*, 2025, vol. 25, no. 2, pp. 116–126. DOI: [10.18500/1994-2540-2025-25-2-116-126](https://doi.org/10.18500/1994-2540-2025-25-2-116-126).
11. Bobrysheva V.D., Grechishnikova V.Yu., Trubina A.A. Digital financial assets in Russia: legislative framework, comparative analysis with traditional instruments and prospects for market dynamics. *Economic Security*, 2025, vol. 8, no. 2, pp. 467–481. EDN: [KSBRST](https://elibrary.ru/ksbrst).
12. Temichev Yu.A. Implementation of the digital ruble in the Russian economy. *Intellekt. Innovations. Investments*, 2025, no. 1, pp. 95–105. DOI: [10.25198/2077-7175-2025-1-95](https://doi.org/10.25198/2077-7175-2025-1-95).
13. Andryushin S.A. Tokenization of real assets: classification, platforms, applications, opportunities and challenges of development. *Russian Journal of Economics and Law*, 2024, vol. 18, no. 1, pp. 88–104. DOI: [10.21202/2782-2923.2024.1.88-104](https://doi.org/10.21202/2782-2923.2024.1.88-104).
14. Krause D. Rewriting Crypto Regulation: Trump's Actions and the Future of Digital Financial Technology. *SSRN*, 2025. URL: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=5119438.
15. Conlon T., Corbet S., Oxley L. The influence of European MiCa Regulation on Cryptocurrencies. *Global Finance Journal*, 2024, vol. 63, article number 101040. DOI: [10.1016/j.gfj.2024.101040](https://doi.org/10.1016/j.gfj.2024.101040).
16. Azar P.D., Baughman G., Carapella F., Gerszten J. The Financial Stability Implications of Digital Assets. *Economic Policy Review*, 2024, vol. 30, no. 2, pp. 1–48. DOI: [10.59576/epr.30.2.1-48](https://doi.org/10.59576/epr.30.2.1-48).
17. Mitrofanov A.M., Muravev N.S., Pokamestov I.E. Digital financial assets in the financial market of the Russian Federation. *The Eurasian Scientific Journal*, 2024, vol. 16, no. S1, pp. 73–81. EDN: [VTBXJA](https://elibrary.ru/vtbxja).
18. Lanskov P.M., Murashov M.V., Lanskov D.P. *Tsifrovyye finansovyye aktivy, ikh proiskhozhdenie, razvitiye i perspektivy na rossiyskom finansovom rynke* [Digital financial assets, their origin, development and prospects in the Russian financial market]. Moscow, Magistr Publ., 2021. 32 p. DOI: [10.12737/1859925](https://doi.org/10.12737/1859925).

UDC 336.763

doi: 10.18323/3034-2074-2025-3-62-3

Development of the digital financial assets market in the context of the digital transformation of the global economy

Galina A. Khmeleva¹, Doctor of Sciences (Economics), Professor,
professor of Chair of Regional Economics and Management,
chief researcher of Center for Studies of Countries of Asia, Africa and Latin America

Elena S. Materova^{*2}, PhD (Economics), Associate Professor,
assistant professor of Chair of Economic Theory

Samara State University of Economics, Samara (Russia)

*E-mail: nedlen63@yandex.ru

¹ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4953-9560>

²ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7262-3256>

Received 20.08.2025

Revised 28.08.2025

Accepted 11.09.2025

Abstract: The recent rise in popularity of cryptocurrencies, the real asset tokenization, and the emergence of central bank digital currencies (CBDC) are stimulating the formation of a new economic sector – the digital financial asset (DFA) market, which is transforming traditional approaches to investment, settlements, and regulation. The correlation of national economies with these trends largely determines both their global competitiveness and their overall development independence. This paper sets and implements the objective of a comprehensive study of the DFA market through its key segments – cryptocurrencies, stablecoins, tokenized assets, and central bank digital currencies – in terms of such indicators as the dynamics of these sectors, capitalization, and geographic distribution. In addition to identifying trends specific to each sector, the study results show that the DFA market is structurally evolving from cryptocurrencies to asset tokenization (RWA) and stablecoins, and then to CBDC. The identified patterns allowed developing a three-stage model for the DFA market adaptation in Russia. The model includes stages of adaptation (regulatory liberalization, launch of the digital ruble), integration (commodity export tokenization, stablecoin settlements in the EAEU), and transformation (introduction of digital financial assets in small and medium-sized enterprises), issuance of sovereign digital assets). The results obtained can be used by regulators and financial institutions to formulate a strategy for developing digital finance in the context of sanctions and to achieve technological sovereignty.

Keywords: digital financial assets (DFA); cryptocurrencies; stablecoins; real-world asset tokenization (RWA); central bank digital currencies (CBDC); blockchain; DeFi; digital transformation; digital ruble; economic adaptation.

For citation: Khmeleva G.A., Materova E.S. Development of the digital financial assets market in the context of the digital transformation of the global economy. *Digital Economy & Innovations*, 2025, no. 3, pp. 21–29. DOI: 10.18323/3034-2074-2025-3-62-2.

Издательство (до 1 ноября 2011 года – редакционно-издательский центр) – структурное подразделение Тольяттинского государственного университета, занимающее важное место в обеспечении учебного процесса качественной учебной, учебно-методической и научной литературой.

Издательство ТГУ сегодня

- Имеет в своем составе редакцию и печатный цех. За последние годы практически полностью обновлен парк компьютерной техники, печатного и постпечатного оборудования.
- Выпускает книги и электронные учебные пособия для студентов, аспирантов, преподавателей и специалистов практически по всем отраслям современного научного знания, а также научно-популярную, справочную, художественную литературу, сборники докладов (статей) конференций. Характер издаваемой литературы соответствует всем направлениям учебных циклов дисциплин университета.
- Значительный объем полиграфической работы – оперативное исполнение рекламно-информационной продукции.
- Коллектив издательства – творческий союз высококвалифицированных специалистов с большим стажем работы и молодых целеустремленных сотрудников.
- Сотрудники издательства принимают участие в практических семинарах с целью знакомства с новыми возможностями в области полиграфических технологий и оборудования, а также с современными материалами для цифровой печати.

Основные направления деятельности

- Издание учебной и научной литературы на бумажном носителе, производство электронных учебных и научных пособий.
- Выполнение элементов редакционно-издательского цикла: редактирование, изготовление оригинал-макетов, тиражирование, предпечатная и постпечатная подготовка.
- Методическая и консультативная работа с подразделениями университета по вопросам выпуска учебных и научных изданий.
- Взаимодействие с Российской книжной палатой по вопросам присвоения ISBN изданиям, выпущенным ТГУ.
- Подготовка изданий, выпущенных ТГУ, к государственной регистрации и рассылка обязательных экземпляров.
- Разметка статей, публикуемых в журналах ТГУ, в программе Articulus для размещения на платформе eLibrary.

Основные достижения

- Результаты деятельности неоднократно отмечены дипломами международных, всероссийских и межрегиональных конкурсов.
- Является регулярным участником Книжного фестиваля «Красная площадь» (г. Москва) и академической книжной выставки издательской деятельности «Университет – Наука – Город» (г. Самара).
- Книги издательства были представлены на Евразийской международной книжной выставке-ярмарке «EURASIAN BOOK FAIR» (г. Астана, Казахстан) и на Тегеранской международной книжной ярмарке (г. Тегеран, Иран).

Technological innovations and premature deindustrialization: evidence from middle-income countries

Dieubenit Tsafack Miafo^{*1,3}, doctoral student, Dschang School of Economics and Management

Armand Gilbert Noula¹, Associate Professor, Dschang School of Economics and Management

Yokono Dieudonné Bondoma², Associate Professor, Faculty of Economics and Management

Deffo Salomon Leroy Ghamisi^{1,4}, PhD, Dschang School of Economics and Management

¹University of Dschang, Dschang (Cameroon)

²University of Yaounde II, Yaounde (Cameroon)

*E-mail: Dieubenit.tsafack@univ-dschang.org

³ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-2665-7616>

⁴ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2854-4371>

Received 27.08.2025

Revised 08.09.2025

Accepted 22.09.2025

Abstract: Premature deindustrialization (PDI) has emerged as a critical challenge for middle-income countries amidst rapid technological innovations and globalization. This study explores how technological innovations (TI), measured by patent applications, influence PDI across 89 middle-income countries from 1980–2022. A novel composite index, integrating income levels and manufacturing sector contributions (value-added and employment shares), is developed to quantify PDI. Employing robust econometric techniques, including Ordinary Least Squares (OLS) with Oster’s stability test and Instrumental Variable Generalized Method of Moments (IV-GMM), we find that TI significantly reduces PDI’s likelihood. These results, consistent across subsamples and multiple robustness checks, underscore the pivotal role of innovation in fostering sustainable industrial growth. This research offers critical insights for policymakers aiming to balance technological advancement with industrial development in middle-income economies.

Keywords: premature deindustrialization; technological innovations; structural transformation; middle-income countries; IV-GMM.

For citation: Tsafack Miafo D., Noula A.G., Bondoma Yo.D., Ghamisi D.S.L. Technological innovations and premature deindustrialization: evidence from middle-income countries. *Digital Economy & Innovations*, 2025, no. 3, pp. 31–50. DOI: 10.18323/3034-2074-2025-3-62-3.

1. INTRODUCTION

Technological innovation has served as a driving force in shaping the modern world, transforming industries, economies, and societies [1–5]. One unintended consequence of technological innovations is deindustrialization, a widespread phenomenon in high-income countries [2; 6–8]. However, when this phenomenon occurs at lower income levels, it is referred to as premature deindustrialization, which has numerous implications [6; 9; 10]. This paper examines the effect of technological innovation on premature deindustrialization in middle-income countries.

Characterized by a significant decline in both manufacturing output (as a percentage of GDP) and employment (in total employment), “deindustrialization” is viewed as a typical phase in development models, especially for developed countries [4; 11]. According to Herrendorf et al. [12], the reallocation of labor and other resources across various economic sectors from low-productive to high-productive sectors such as agriculture; manufacturing, key player in growth acceleration especially for developing economies due to its ability to absorb labor, higher productivity, higher externalities, and tradability amongst others [10; 13; 14]; and services stimulates economic growth and development, representing the standard path of structural transformation. Consequently, any early trend of deindustrialization in developing economies at much earlier income levels than those historically observed in advanced countries; termed “premature deindustrialization” raises con-

cerns about obstructing the primary channels of economic growth and the ability to catch-up with more advanced economies [4; 10; 11].

Existing literature indicates that the incidence of stagnation in growth is more pronounced in middle-income countries compared to other income groups, prolonging growth slowdowns in these economies, a phenomenon known as the “middle-income trap” [10; 15], with most developing economies struggling to advance towards the high-income category, with only 13 out of 101 middle-income countries in the 1960s were able to attain the status of a high-income country by 2008 [10]. This phenomenon affecting Countries irrespective of their state of development, mainly impacts Latin America, Africa, the Middle East, and Asia, and is exacerbated by several factors, resulting in short and long-term consequences [16]. This situation further undermines the economic growth of middle-income countries, threatening their competitiveness and hindering their ability to enter high-income group [4; 6; 10; 17; 18]. The literature provides several possible explanations for these circumstances, attempting to balance general and specific insights (e.g., see [2; 4; 6; 10; 19]). The recent literature does review theoretical structures with sweeping relevance and applicability considering a broader set of transformations [5]. One aspect that has been overlooked in existing literature, which has captured our attention for this study, is technological innovations that lead to more labor-saving production processes,

enhance productivity, and replace workers with automated machines, further highlighting the “middle-income technology trap”. The dearth of vital industrial and technological breakthroughs would open up new development avenues while causing dire repercussions for both economic growth and industrial development [19]. The “middle-income technology trap”, which is closely linked to the concept of premature deindustrialization, comes with the possibility of a vicious cycle of lack of structural transformation, poor economic growth, weak technological and broader industrial upgrading, and deindustrialization [14; 19; 20].

From the radical technological revolutions in the Industrial Revolution era to the so-called Industry 4.0 revolution and forthcoming industrial revolutions, the global economy has always been, is, and will be, driven by technological innovations with learning by doing and labor specialization, important to mention as underlying sources of increasing returns, productivity, and skill acquisitions [4; 14]. The development and upgrade of new technology are hence crucial to be able to produce complex goods with domestic technology and prepare the labor force through education, amongst other means. As a matter of fact, the expansion of productive capacity is hence more relevant for developing economies, as it is arguably the main constraint on green economic growth and because the manufacturing sector still acts as an engine of growth [4; 14]. The literature has developed abundantly on the possible effects and consequences of technological innovation on the industrial sector and structural change (e.g. [1–4; 7; 14]).

With the chaining effect and high productivity, the industrial sector, compared to the other sectors of the economy, is considered a dominant sector with its high technological spillover effect [20; 21]. Considered putative in developed countries, developing countries are experiencing an early diminishing interest in manufacturing share while services share of gross domestic product and employment are increasing at the top of the Global Value Chain in recent decades. According to Itaman and Awopegba [20] and Nassif and Morceiro [14], this can be prominently explained by ever-increasing technological upgrading, worsened by the effect of globalization, un-sustained rapid liberalizing (“shock therapy”) economic reforms, technological transfer and economic diversification a situation described as the “middle-income technology trap” [19]. Though the role of tradable services in both the productive structure and global trade has increased, while the share of manufacturing has dropped (deindustrialization), as a result of these technologies, the manufacturing sector remains in the technology game as the primary source of generation and diffusion of technological advancements [13; 14]. It is hence misleading to expect that the world will mutate into an only services economy [14].

Hence, technological innovation and premature deindustrialization are intricately linked, the latter often driven by the former. Hence, while technological innovation has the potential to revolutionize industries and economies, it can also contribute to the decline of manufacturing sectors in many countries [2; 8; 14]. Understanding the causes and consequences of premature deindustrialization is crucial for policymakers, economists, and business leaders to develop strategies to mitigate its effects and foster sustainable economic development. Ultimately, addressing the challenges of premature deindustrialization requires a multi-faceted

approach that combines technological innovation with appropriate policy interventions to ensure balanced and inclusive economic growth.

Given this background, premature deindustrialization (PDI) distinguished from general cases of deindustrialization is a main concern [9; 10]. It may lead to a lack of diversification in the economies, hinder a country’s ability to move up the value chain and compete in higher value-added industries, limit long-term economic growth and innovation potential, as well as exacerbate income inequality within the country, decrease skilled employment opportunities (as many traditional industrial jobs are lost), leaving it vulnerable to external shocks and fluctuations in global markets. The present study analyzes the bond between technological innovation and premature deindustrialization in middle-income economies, revealing sector-specific vulnerabilities to premature deindustrialization. By pursuing this objective, we make two main contributions to the existing literature. First, only a few studies in the literature (for instance, [10]) have examined the link between premature deindustrialization and the middle-income trap. Of these studies, few have focused on the determinants of PDI, and none, to the best of our knowledge, has focused on technological innovation as the main variable. This work aims to attempt to bridge this gap by providing empirical evidence on the determinants of premature deindustrialization in middle-income economies, focusing primarily on the possible effect of technological innovation. By conducting a longitudinal case study of selected countries over the 1980–2022 period, this study illustrates the nuanced effects of technological innovations on premature industrial decline, providing qualitative insights alongside quantitative data. Second, we use a very large sample of 89 countries from 1980–2022 and employ a set of three conditions (specified by Rodrik [9]) that trace the phases of premature deindustrialization in an economy and apply robust estimation techniques. This permits us to create a novel composite index for measuring not only deindustrialization but also its premature aspect, premature deindustrialization, and develop a policy framework aimed at mitigating the adverse effects of technological advancement on employment in manufacturing, emphasizing retraining programs and innovation incentives tailored for vulnerable sectors. In sum, our findings indicate that the incidence of technological innovation degrades the likelihood of the occurrence of premature deindustrialization in these countries.

The rest of the paper consists of the following sections: The selected relevant literature is discussed in Section 2. Section 3 is devoted to data and estimation strategy description. Section 4 presents and discusses the empirical findings, while Section 5 concludes, gives some policy recommendations, and presents the limitations of the study.

2. LITERATURE REVIEW

“Deindustrialization”, a significant decrease in the relative share of manufacturing both in GDP and employment before high-income levels [4; 22] and “premature deindustrialization” have been signposted in the past couple of decades [9; 23]. Unlike growth slowdown, which involves a deceleration in economic expansion often linked to reduced productivity or structural inefficiencies, and the absence of industrialization, where industrial development fails to take root due to technological gaps or

poor infrastructure, premature deindustrialization involves a premature shift away from manufacturing at an early stage [9; 10; 21]. It is the latter that retains our attention in this study. First coined by [21] and considered to occur mostly in developing countries, premature deindustrialization is described as a depletion of real manufacturing sector contribution (employment and value-added shares) at income levels far below those experienced by developed countries in the past [4; 22; 24]. This is due to the early transformation of these countries into service-based countries without an established and comprehensive industrialization experience or process [9]. Research on premature deindustrialization in both developing and developed countries has caught the attention of many researchers, largely focused on the effects of premature deindustrialization from different perspectives (e.g., see [18])

The available literature highlights the fact that earlier industrializers are following a pattern of sectoral change and employment different from that previously followed by later industrializers have not been to [17]. These economies are hence experiencing early tertiarization or accelerated servitization of their economies [25]. Cruz [4], argues that industrialization and economic growth are integrated parts of each other, becoming a source of improvement and a crucial factor for nations to grow and develop. Hence, the premature deindustrialization trend hit long-term growth which is why this concept has called the attention of many scholars providing empirical and theoretical contributions in the literature, though few works have been done concerning the factors affecting premature deindustrialization.

Generally, the manufacturing industries are highlighted to display hefty unconditional convergence in labor productivity and generally act as the requisite condition for catching up to the developed economies, inducing economic growth and a positive spillover effect on employment generation [13]. Rekha [10] highlights that globalization, automation, and labor-saving technological advances may be the main drivers of the premature deindustrialization trend, along with a shift toward services. This might restrict the ability of the manufacturing sector to furnish jobs for unskilled and low-skilled workers, which thereby hunk the channels of economic growth [10]. This may be explicated by the fact that globalization has conceited technological advancement and opportunities to raise an innovative manufacturing sector in developing countries. Consequently, the extent to which premature deindustrialization influences countries is conditioned by the ability of the alternative sector to become the potential driver(s) of economic growth [10].

Araujo et al. [26] empirically and theoretically investigate premature deindustrialization from 1970 to 2017 in a group of selected countries, utilizing the generalized method of moments (GMM). Their results revealed that, in less developed economies, exchange rate depreciation is positively correlated with premature deindustrialization, as is trade openness yet negatively. In advanced nations, conversely, the degree of financialization and the relocation of physical production are spotlighted as factors that negatively affect premature deindustrialization, while trade openness is positive. Parallely, after confirming the hypothesis of premature deindustrialization, Cruz [4], suggests that premature deindustrialization is explained by income evolution, capital accumulation, manufacturing labor productivity,

trade openness, and exchange rate. According to Andriyani and Irawan [18], however, its speed may vary between indicators and contexts. Using the bootstrap-corrected dynamic fixed-effects and panel fixed-effects models, Ravindran and Babu [6] empirically confirmed the bond between income inequality and premature deindustrialization. Their finding revealed that income inequity rises with premature deindustrialization, provided that the displaced workers are absorbed into market services. Also, if the non-market services or business services are the governing employment providers, it will help to lessen income inequities even in the presence of premature deindustrialization.

Van der Heijden [27] revisits the discussions on the proximity between globalization and industrialization and scrutinizes if it differs between economies using a panel of 40 countries (developing and developed) covering the period from 1960 to 2010. This work found a positive connection for both developed and developing economies. There equally revealed a regional difference amid developing regions regarding the evolution of the manufacturing sector with Latin America and Sub-Saharan Africa prematurely deindustrializing and gaining the least from globalization, which can hurt their economic growth path. In another study, Taguchi [28] used the fixed effect model and quantile regression on panel data to examine if latecomer developing nations worldwide have experienced premature deindustrialization. This study had two main conclusions. Firstly, in latecomer developing economies, the existence of premature deindustrialization was confirmed under globalization in the post-1990 period, with its acceleration verified in Latin America and some areas of Africa. Finally, participating in global value chains (GVC) eased industrialization, whilst natural resource abundance accelerated premature deindustrialization through the Dutch disease effect if resource returns were mobilized to productive uses, like infrastructure expansion.

Oreiro et al. [29] analyze the determinants of premature deindustrialization in Brazil for the period between 1998 and 2017 using the ordinary least squares (OLS), affixed with a manifold of other estimation techniques. This study revealed that real exchange rate overvaluation was the main cause of premature deindustrialization. This was because the high-interest rate differential and commodity prices boom increased the value of Brazilian exports and, hence, increased trade account surpluses. Conversely, Grabowski [30] investigates why premature deindustrialization mostly occurs in many developing countries. Their results indicated that rising inequality among several developing countries has reduced the home market for labor-intensive manufactured goods, thus causing manufacturing stagnation. Also, the rising inequality in developed economies has reduced international demand for labor-intensive manufacturing. Thus, according to these authors, developing countries have fewer opportunities to export labor-intensive manufacturing.

Taguchi and Elbek [31], on the other hand, examined deindustrialization in the post-Soviet nations from the perspective of the premature deindustrialization hypothesis and scrutinized the factors that caused the deindustrialization on a panel data sample ranging from 2001 to 2020. Using the fixed-effect model and factor analyses, their results first confirmed the prevalence of premature deindustrialization in two-thirds of the total 15 retained post-Soviet middle-income nations.

They also unearth that deindustrialization in these 10 countries was fully explained by their comparative disadvantages in manufacturing as the gross contributor, and further by the sub-factors: human capital deficiency, the Dutch Disease effect and immature institutions.

Considering a sample of 36 countries (developed and developing) from 1980 to 2017, emphasizing on emerging and developing (EDE) economies in a context of increasing financial integration, Botta et al. [32] used an OLS panel corrected standard error to inquire into the role of net capital inflows as a prospect source of premature deindustrialization. Their results revealed that abundant capital inflow periods may have caused the significant reduction of manufacturing share to employment and GDP, as well as the contraction of the economic complexity index. They also show that phenomena of "perverse" structural change are significantly more relevant in EDE nations than advanced ones.

Hoyos López [33] equally scrutinizes the phenomenon of premature deindustrialization in eight Latin American nations using the Koyck transformation model, OLS, and panel data fixed effects model from 1970 to 2014. Their work revealed that the fall in the average effective tariff was the prime economic explanation behind the premature depletion in the manufacturing share in the region. They also provide evidence that relates the depleting performance of manufacturing to the Dutch disease and foreign investment flows. Using the Autoregressive Distributed lag estimation for the period 1981–2018, Itaman and Awopegba [20] examine the involvement of finance as a potential causal component for Nigeria's premature deindustrialization. Their finding revealed a noteworthy negative impact of banks' domestic credit on premature deindustrialization. Additionally, the unequal flow of bank domestic credit to the services sectors, gas, and oil also indicates a notable negative impact on the country's manufacturing sector. Conversely, financial institutions' net domestic credit, including financial flows by home development banks, had a significant positive effect on manufacturing.

Given these empirical conclusions, a more censorious analysis of the determinants and costs of premature deindustrialization is observed important, especially in developing and middle-income countries.

3. DATA AND ESTIMATION STRATEGY DESCRIPTION

3.1. Data description

For a period ranging from 1980 to 2022, this study used non-cylindrical panel data on 89 middle-income countries from different regions including Europe and Asia (Europe, East Europe, and Central Asia), America and the Caribbean (Latin America, North America, and Caribbean), the Middle East and North Africa, Sub-Saharan Africa, Asia and Pacific, and Oceanic countries (see Table in the appendix). The sample for the study has been rigidly disciplined in terms of data availability issued from the World Intellectual Property Organization Database (WIPO) and World Bank Development indicators (WDI), especially those used in the construction of the technological innovation index. All calculations and visualizations were performed using STATA 18.

3.1.1. Dependent variable

The dependent variable of the study is PDI. PDI is a multidimensional and relatively new concept. Therefore, there exists no consensus in the literature regarding which variable or method is a better guess for capturing the deindustrialization trend. Similarly, there is ambiguity in defining a deindustrialization phase as premature or not. According to the literature, however, the declaration of deindustrialization as premature implies that the economy is not at high-income levels ($< \$ 11,750$) and is still to maneuver the possibilities of manufacturing-driven economic growth [6; 9; 10; 34]. Consequently, to identify the 'premature' element in economies, the income and manufacturing share (in employment and value-added) threshold levels are to be considered. In this study, we draw inspiration from these recent works [9; 10] and build a composite indicator that takes into account three criteria for a country to be considered as experiencing premature deindustrialization, distinguishing general cases of deindustrialization from 'premature' cases, as summarized below:

$$Y_t \leq \$11,750 ; \quad (1)$$

$$MAN_VA_t \leq 18\% ; \quad (2)$$

$$MAN_Emp_t \leq 18\% , \quad (3)$$

where time $t=1, 2, \dots, T$, where T is the most current period of data availability;

Y_t , MAN_Emp_t and MAN_VA_t are GDP per capita, employment share (in total employment) and manufacturing value-added share (in total output) in year "t" respectively.

The first constraint stipulates that Y_t (GDP per capita in 2015 constant US \$) should be inferior to \$ 11,750, the superior threshold level to justify an economy as a middle-income economy. An income level surpassing this threshold signifies that the economy has already reached the high-income category [35]. Hence, deindustrialization is considered "premature" if it takes place below this income level, signaling the element in the shrinking manufacturing share [4; 10]. The second and third constraints specify that a nation in the year "t" should not have manufacturing employment and value-added shares of manufacturing surpassing 18 %. Felipe et al. [34] highlight that the chances of graduating into a rich country status surge if the economy has above 18 % of manufacturing shares (employment and output). This condition implies that the manufacturing sector is not the foremost sector in the economy [6]. Hence, the premature deindustrialization variable is given by the expression in equation:

$$DPI_t = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_t \leq \$11,750, \text{ and} \\ & MAN_Emp_t \leq 18\%, \text{ and} \\ & MAN_VA_t \leq 18\%; \\ 0 & \text{elsewise} \end{cases} . \quad (4)$$

Wherever all three conditions are satiated, we consider an economy to be witnessing "premature deindustrialization".

3.1.2. Independent variable of interest

The independent variable of interest is technological innovations (TI). Increasingly used in the literature, technological innovation is proxied in this study by the total number of patent applications [13; 21; 26; 36–38]. Patent application employed in this study is a composite indicator (summing) of the residence and the non-residence patent applications (worldwide patent applications for exclusive rights for an invention, a product or process that provides a new way of doing something or offers a new technical solution to a problem filed through the Patent Cooperation Treaty procedure (via foreign patent cooperation offices and with national patent offices (World Bank glossary, 2022). The data on technological innovations is obtained from the WIPO (2024) Database. We equally use the number of scientific and technical journal articles published from the WDI (2024) database [21] as an alternative measure to TI for robustness analyses.

3.1.3. Control variables

The selection of control variables added to our econometric model was guided by at least two factors: firstly, the still very nascent state of the literature on the determinants of PDI. Secondly, a large sample size was used for our study. To curb the bias that may arise from omitted variables, we draw on the few existing empirical studies on the determinants of PDI (e.g. [10; 39; 40] and use five control variables: (i) gross fixed capital formation (GFCF), (ii) Trade openness (Trade), (iii) labor force participation rate (LABFPR), (iv) urban population (Urbpop), and (v) Mineral resources rent (MineralR).

Gross fixed capital formation (% of GDP) is a relevant factor influencing premature deindustrialization since countries with higher levels of Gross fixed capital formation are likely to experience higher economic growth [10]. It is, hence, expected to have a negative coefficient. Another crucial effect on PDI is derived from trade openness (Trade % of GDP). According to Rekha [10], putting in place opening-up strategies encourages technological diffusion and is conducive to increasing productivity. For this reason, a higher degree of trade openness toward international markets is generally assumed to harm premature deindustrialization, as it means raising access to external markets for manufacturing exports [4; 10]. Next, we control human capital as it is relevant to influence production as it obstructs returns to the capital from falling and enhances capabilities for innovation [39]. In this study, we consider it as a control variable captured by the total labor force participation rate (% of total population, ages 15–64). In line with the literature, this variable is expected to have a negative coefficient [10; 40]. Urbanization (% of total population) is increasingly considered an important factor affecting premature deindustrialization, as high levels of urbanization are generally associated with high levels of industrialization and increased demand for goods and services [7]. Similarly, the level of mineral resources rent (% of GDP) is significant as higher levels of mineral rent income from natural resource exploitation are generally attached to high levels of premature deindustrialization [9].

In addition to our key control variables, we look upon other determinants of premature deindustrialization as additional control variables for robustness analyses, viz: carbon emission (metric tons per capita), foreign direct investment

(net inflows, % of GDP), control of corruption (estimate) and General government final consumption expenditure (% of GDP). Table 1 presents our study baseline summary of descriptive statistics and pairwise correlation matrix.

3.2. Estimation Strategy

This study evaluates the effect of technological innovation on premature deindustrialization in middle-income economies. Given this and per empirical studies, we state that premature deindustrialization (PDI) depends on technological innovation (TI) and other control covariates (Z) given below:

$$PDI = f(TI, Z). \quad (5)$$

Redesigning equation (5) into its semi-log-linear form provides an empirical equation for estimating the effect of technological innovation on premature deindustrialization outcomes. The semi-log-linear empirical model for PDI is stated below:

$$\ln PDI_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln TI_{it} + \beta_2 Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

where i is 1–89;

T is 1980–2022;

$\ln PDI$ is natural logarithm of premature deindustrialization; $\ln TI$ is natural logarithm of technological innovations captured by the total number of patents application;

Z represents our chosen control variables coefficients to be estimated (GFCF, Trade, LABFPR, Urbpop, and Gini);

B is constant parameter to be estimated;

α_0 is constant parameter to be estimated;

μ incorporates the specific fixed effects not observed for each country;

ε is error term.

We execute diverse estimation techniques to investigate the bond outlined in Equation (6). We spring this exercise by implementing the OLS estimation technique, controlling for a number of its potential determinants. It is considered that using a conventional estimator such as the ordinary least square (OLS) to estimate an empirical model with endogeneity issues can create attenuation bias, whereby OLS estimates are downward-biased [41]. As a result of some flaws presented by this technique (among other things, none consider the unobserved differences or the endogeneity of some right-hand side variables, which can falsely affect the estimation of parameters) [42–44] although simple to implement especially when a couple of conditions are fulfilled (error term normality, absence of autocorrelation, and heteroscedasticity) [43], we equally estimate equation (6) using the instrumental variable generalized method of moment (IV-GMM) technique [45]. This technique is the most convenient for this study as it can address endogeneity sources [44]. In supplement to handling the endogeneity issue, the IV-GMM computation allows consistent estimations in the presence of AR (1) heteroscedasticity and autocorrelation within panels [45]. Contractive to the dynamic system-GMM estimator, which computes short-run coefficients, the IV-GMM static estimator provides long-run coefficients. Additionally, the IV-GMM estimator is compatible when the time dimension becomes relatively considerable [45]. In computing

Table 1. Descriptive statistics and correlations matrix
Таблица 1. Описательная статистика и матрица корреляции

Variables	(1) PDI	(2) Ln TI	(3) GFCFP	(4) Trade	(5) LABFPR	(6) Urbpop	(7) MineralR
Obs	3827	3827	3071	3244	2751	3827	3496
Mean	0.496	2.901	23.08	75.394	62.975	49.514	1.056
Std. Dev.	0.5	2.873	8.598	35.329	9.788	18.876	2.803
Min	0	0	0	0.021	38.058	6.091	0
Max	1	14.277	93.547	274.973	83.889	92.347	39.668
(1)	1.000						
(2)	-0.336	1.000					
(3)	0.031	0.062	1.000				
(4)	-0.026	-0.226	0.220	1.000			
(5)	0.169	0.145	0.011	0.064	1.000		
(6)	-0.327	0.282	-0.104	-0.090	-0.050	1.000	
(7)	0.125	-0.049	0.130	0.148	0.011	-0.042	1.000

Note. PDI is premature deindustrialization; TI is technological innovations; GFCF is gross fixed capital formation; Trade is trade openness; LABFPR is labor force participation rate; Urbpop is urban population; MineralR is mineral resources rent.

Примечание. PDI – преждевременная деиндустриализация; TI – технологические инновации; GFCF – валовый прирост основного капитала; Trade – открытость торговли; LABFPR – доля экономически активного населения; Urbpop – городское население; MineralR – рента от добычи полезных ископаемых.

equation (6) using the IV-GMM, we applied the robust command to control for heteroskedasticity. We equally used the Hansen J-statistics, the Kleibergen–Paap rk LM statistic, and the Chi-sq(1) P-value test for instrument validity. The Hansen J-statistics tests for instrument over-identification, while the Kleibergen–Paap rk LM statistic and Chi-sq(1) P-value test for weak instrument identification. This technique is used for the sake of verification and in agreement with the existing literature [41].

4. EMPIRICAL RESULTS

4.1. Baseline OLS results

The results of the baseline analysis are reported in Table 2. Part A displays the estimated OLS results of the effect of technological innovations on premature deindustrialization, while Part B presents the results of the Oster [46] stability test. First, we will discuss part A (Table 2). In line with Fig. 1, column (1) presents the results of a bivariate regression. We unearth that the coefficient associated with TI is negative and statistically significant at the 1 % level for our panel sample. The weight of this coefficient suggests that *all else equal*, a unit increase in the number of patent applications is associated on average with a 0.0726-unit abatement in the magnitude of PDI. This suggests that the more and more a country innovates technologically, the more it reduces the pace of PDI. This outcome may be legitimated by the effects of technological innovation on industrial productivity equity through technology diffusion, adoption, and knowledge spillover. This may be accompanied by the development of new technologies, new products, or new business models which may promote total factor productivity growth, especially in the manufacturing sector [9; 13; 26; 43; 47] This result exhibits the salutary

effects of technological innovations in controlling PDI and overcoming its challenges, helping countries to navigate the structural transformation transition and build a more inclusive and sustainable economy.

From column (2) to column (6), we display the estimation outcomes, infusing gross fixed capital formation, trade, labor force participation rate, urbanization, and mineral resources rent as control variables. We spot that the coefficient associated with technological innovations remains negative and statistically significant. Regarding the control variables, we find that they show the anticipated signs. Anent column (2), we note that the coefficient ancillary to gross fixed capital formation (GFCF) is positive and statistically significant, documenting a positive association between GFCF and PDI. This can be explained by the fact that countries experiencing low economic growth are likely to have lower levels of GFCF [10]. Our results are, however, inconsistent with those of [48; 49], for whom low investment in GFCF will curb aggregate demand, restrict productive capacities, and restrain industrialization.

In column (3), trade is revealed to harm PDI, outlying that an increase in trade levels will lead to a reduction in the levels of PDI. According to Weiss and Clara [48], this can be justified by the fact that trade positively affects domestic investment, both through exports and imports. Although trade is considered an important channel for the transfer of technology, the outlined results will, however, depend on the goods compositions, specialization areas, and domestic environment foreign technologies adaption ease [1; 10; 49; 50]. These results, however, contradict those of [26; 33], who found a negative relationship between trade openness (liberalization / lower tariff) and PDI. Column (4) shows a positive (0.0111) and statistically

Table 2. Baseline ordinary least squares (OLS) results
Таблица 2. Основные результаты по методу наименьших квадратов (МНК)

Part A. OLS estimates	Dependent Variable: Premature Deindustrialization (PDI)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LnTI	-0.0726*** (0.00256)	-0.0684*** (0.00286)	-0.0738*** (0.00291)	-0.0678*** (0.00321)	-0.0563*** (0.00327)	-0.0564*** (0.00329)
GFCF		0.00362*** (0.000954)	0.00586*** (0.000980)	0.00491*** (0.00108)	0.00324*** (0.00106)	0.00268** (0.00107)
Trade			-0.00205*** (0.000240)	-0.00205*** (0.000264)	-0.00200*** (0.000256)	-0.00222*** (0.000260)
LABFPR				0.0111*** (0.000886)	0.0102*** (0.000865)	0.0102*** (0.000870)
Urbpop					-0.00576*** (0.000484)	-0.00581*** (0.000486)
MineralR						0.0224*** (0.00355)
Constant	0.706*** (0.0104)	0.581*** (0.0251)	0.702*** (0.0293)	-0.0572 (0.0617)	0.297*** (0.0670)	0.309*** (0.0674)
Part B. Oster (2019) stability test						
Oster bounds ($\hat{\beta}$, β^* (Rmax = 0.88939, $\delta=1$))	[-0.05604, -0.05636]					
Delta (δ) statistic for $\beta = 0$	7.98737 > 1					
Observations	3,827	3,071	3,055	2,423	2,423	2,352
R-squared	0.174	0.159	0.178	0.182	0.227	0.244

Note. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Robust standard errors are reported in parentheses.

TI is technological innovations; GFCF is gross fixed capital formation;

Trade is trade openness; LABFPR is labor force participation rate; Urbpop is urban population; MineralR is mineral resources rent.

Column (6) reports the results of the coefficient stability test of Oster (2019).

The δ statistic represents the degree of selection on unobserved variables connexe to that on observed variables.

β^* is the bias-adjusted coefficient assuming $\delta = 1$.

Part A displays the estimated OLS results of the effect of technological innovations on premature deindustrialization, while Part B presents the results of the Oster (2019) stability test.

Column (1) presents the results of a bivariate regression, in the next columns we progressively include control variables and in the last column (column (6)), we present the complete model with all control variables.

Примечание. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$. В скобках указаны робастные стандартные ошибки.

TI – технологические инновации; GFCF – валовый прирост основного капитала; Trade – открытость торговли; LABFPR – доля экономически активного населения; Urbpop – городское население;

MineralR – рента от добычи полезных ископаемых.

В столбце (6) представлены результаты теста на устойчивость коэффициентов Остер (2019).

Статистика δ представляет собой степень отбора ненаблюдаемых переменных по сравнению со степенью отбора наблюдаемых переменных.

β^* – коэффициент с поправкой на смещение, предполагающий, что $\delta=1$.

В части А представлена оценка результатов МНК для определения влияния технологических инноваций на преждевременную деиндустриализацию, в части В представлены результаты теста на устойчивость Остер (2019).

В столбце (1) представлены результаты двумерной регрессии, в последующих столбцах постепенно добавляются контрольные переменные, в столбце (6) представлена полная модель со всеми контрольными переменными.

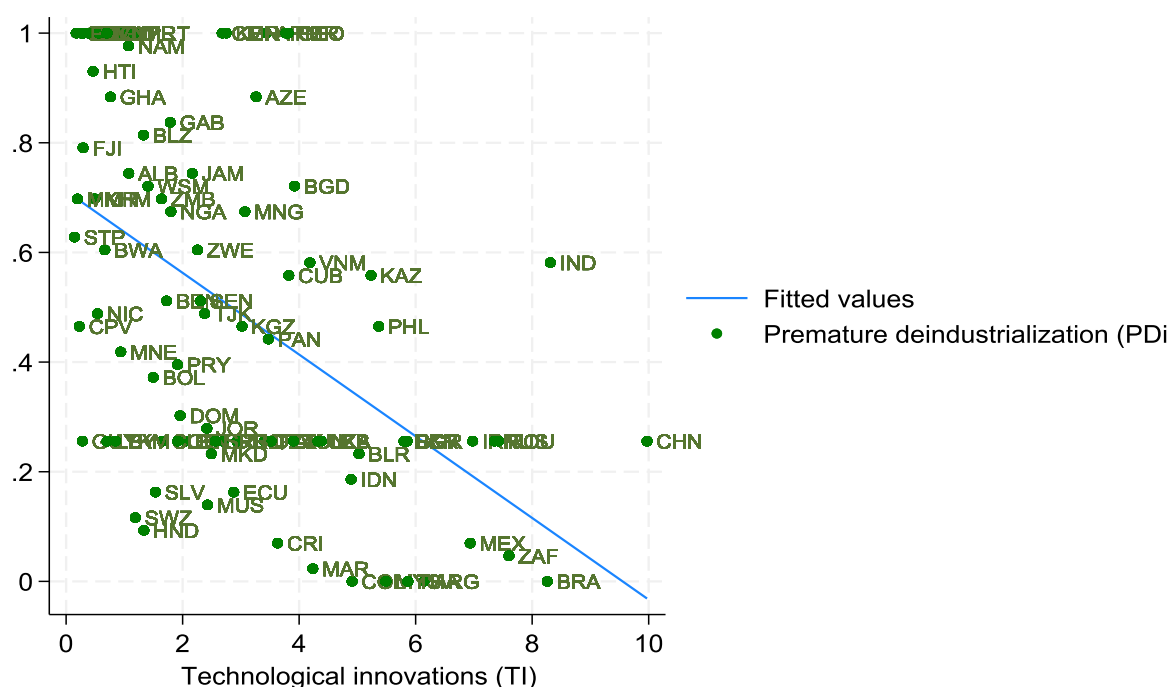


Fig. 1. Relationship between technological innovation (TI) and premature deindustrialization (PDI).

Each dot represent the mean value per country avec the studied period

Рис. 1. Взаимосвязь между технологическими инновациями (TI) и преждевременной деиндустриализацией (PDI).

Каждая точка представляет среднее значение по стране за исследуемый период

significant association between the labor force participation rate and premature deindustrialization. This result shows that an increase in labor force participation is associated with an increase in PDI, as this may result from the lack of human capital [28].

Contrary to trade, urbanization is revealed to display a negative and significant effect on PDI in our sample countries (column (5)). This can be explained by the advantageous contribution of an economically active population and labor force participation, crucial country-specific determinants that influence production and pave the way for economic growth [10; 40]. This result can be explained by the fact that urbanization has an inimical effect on PDI and boosts economic growth and development [7; 10; 40; 51]. Column (6) summarizes the results of our benchmark model, encompassing all our control variables, including the mineral resource rent, which outlay a positive and strongly significant effect on PDI. This result may be explained by the contraction of non-mineral sectors and the Dutch Disease resulting in serious deindustrialization, especially in state-led import substitution countries [10; 52]. This result is in line with previous studies that display the perverse effect of improperly managed natural resource rent/revenue on PDI [28; 31; 33].

In tune with the results in the antecedent columns, the coefficient accessory to technological innovations is negative and statistically significant. This result is harmonious with that of Liu et al. [53] who argue that trade openness leads to new technology development and diffusion, competitiveness; new products; or new business models, promoting total factor productivity growth [9; 13; 43; 47]. Notably, our primary variable of interest, PDI, remains

significant despite the addition of these control variables. This advocates that, on average, technologically advanced countries are more credible in developing technologies that will lead to a curb in PDI.

Inspired by the existing literature [54], we stage the results of the coefficient stability test in Part B (Table 2). Though the result of the OLS analysis confirms our main hypothesis that TI decreases PDI, our results may be subject to variable omission bias. As shown by the Oster coefficient stability test [46] (Part B, Table 2) in column (6), the proportionality coefficient indicates that the potential selection bias of the unobserved confounders must be at least seven times as essential as the amount of selection on observed variables to reduce the estimated coefficients of technological innovations to zero ($\delta=7.98737$). As suggested by Oster stability test [46], baseline results are robust to potential omitted variable bias when the δ statistic is greater than unity ($\delta>1$). It is also important to note that the set bounded by the baseline coefficient and β^* safely keeps out the value zero. This outcome excludes the possibility that the main results are accredited to the selection of possible unobserved confounders.

4.2. Endogeneity issue: GMM results

Table 2 confirms, on the one hand, our main hypothesis that TI lessens PDI and, on the other hand, that these results are not the result of the omission bias of the variable. Although the objective of this article is to analyze the effect of TI on PDI, the fact remains that PDI can, in turn, affect TI, thus creating a bias resulting from reverse causality. To limit this bias, we use the Baum et al. [45] instrumental variable generalized method of moment (IV-GMM)

estimation technique. This technique is used for the sake of verification and in agreement with the existing literature [44]. The basic *criterion* is that the number of sample countries should be greater than the number of instruments [9]. The results are exhibited in Table 3. The diagnostic tests conducted on the dynamic IV-GMM estimator present the following findings. The Hansen J-statistics tests for instrument over-identification suggest that instruments are exactly identified in the models; this is because a sole instrument was used to avert instrument over-identification. The Kleibergen–Paap rk LM

statistic and the Chi-sq(1) P-value test for weak instrument identification also suggest that the instruments are strong. Also, the maximum number of generated instruments (7) is lower than the number of countries (89). Overall, the diagnostic tests of our model lead us to conclude that the estimated model has a suitable specification. Considering our results, they reassuringly correlate with our earlier findings showing that, at the widely recognized threshold of significance, technological innovations diminish PDI. In sum, our results consistently remain valid to endogeneity control.

Table 3. Baseline Instrumental variable generalized method of moment (IV-GMM) results
Таблица 3. Основные результаты оценки с использованием обобщенного метода моментов с инструментальными переменными (IV-GMM)

	Dependent Variable: Premature Deindustrialization (PDI)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LnTI	-0.0765*** (0.00244)	-0.0732*** (0.00271)	-0.0794*** (0.00267)	-0.0733*** (0.00302)	-0.0614*** (0.00327)	-0.0616*** (0.00331)
GFCF		0.00363*** (0.000913)	0.00596*** (0.000939)	0.00513*** (0.00108)	0.00348*** (0.00104)	0.00295*** (0.00104)
Trade			-0.00214*** (0.000230)	-0.00216*** (0.000251)	-0.00210*** (0.000246)	-0.00232*** (0.000258)
LABFPR				0.0114*** (0.000850)	0.0105*** (0.000831)	0.0105*** (0.000823)
Urbpop					-0.00553*** (0.000485)	-0.00558*** (0.000490)
MineralR						0.0223*** (0.00400)
Constant	0.711*** (0.0109)	0.593*** (0.0253)	0.723*** (0.0286)	-0.0485 (0.0569)	0.291*** (0.0647)	0.302*** (0.0648)
Observations	3,738	3,02	3,004	2,423	2,423	2,352
R-squared	0.169	0.156	0.174	0.181	0.226	0.243
Hansen-J	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Number of instruments	2	3	4	5	6	7
Kleibergen–Paap rk LM statistic	1163.389	996.018	1035.873	894.668	861.855	837.883
Kleibergen–Paap rk Chi-sq(1) P-val	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Note. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Heteroscedasticity-robust standard errors are reported in parentheses.

Kleibergen–Paap rk LM statistic / Chi-sq(1) P-val for weak instrument identification.

TI is technological innovations; GFCF is gross fixed capital formation; Trade is trade openness;

LABFPR is labor force participation rate; Urbpop is urban population; MineralR is mineral resources rent.

The column (1) exposes a bivariate regression specification in which technological innovation is used as the sole determinant of PDI, while columns (2) to (6) represent the robustness of the baseline model in which a subset of the contemporaneous controls that were found to be non-negligible for PDI were included.

Примечание. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$. В скобках указаны стандартные ошибки гетероскедастичности.

Kleibergen–Paap rk LM statistic / P-val для теста на слабые инструменты, Chi-sq(1).

TI – технологические инновации; GFCF – валовое накопление основного капитала; Trade – открытость торговли;

LABFPR – доля экономически активного населения; Urbpop – городское население;

MineralR – рента от добычи полезных ископаемых.

В столбце (1) представлена спецификация двумерной регрессии, в которой технологические инновации используются в качестве единственного фактора, определяющего преждевременную деиндустриализацию.

Столбцы со (2) по (6) отражают устойчивость базовой модели, в которую было включено подмножество текущих контрольных факторов, которые оказались значительными для преждевременной деиндустриализации.

The first column in Table 3 exposes a bivariate regression specification in which technological innovation is used as the sole determinant of PDI, while columns (2) to (6) represent the robustness of the baseline model in which a subset of the contemporaneous controls that were found to be non-negligible for PDI were included. Consistent with the OLS estimate results presented above, Table 3 shows the diminishing effect of technological innovation on PDI, as the coefficients associated with technological innovations remain negative and statistically significant (columns (1) to (6)). Regarding the control variables, they are quite satisfactory and statistically significant per our baseline OLS results. We can, therefore, conclude that our findings are valid using a dynamic estimating method.

4.3. Robustness check

The panel regression results are already robust in controlling for all time-invariant variables, the time effect, and the number of time-varying variables included in the regression [55]. Moreover, we may note that our interest variable (TI) may suffer from measurement errors arising from the disparity between the reported value and the actual observed value. Additionally, our model may suffer from variable omissions. These errors may either inflate the standard error of the estimations or be a source of attenuation bias [55]. All of this may stack the odds against our findings.

To confirm our results and in addition to the stability test [46] and endogeneity control, we implemented a chain

of robustness checks. Firstly, we implement additional controls; secondly, we verify the validity of the results using two alternative estimation techniques. Thirdly, we use alternative variables to measure TI (three) and PDI (two). Finally, we test for alternative subsample results. The outcomes from all five robustness checks are strictly homogeneous and largely confirm our findings on the beneficial effects of technological innovations in checking premature deindustrialization.

4.3.1. Additional covariates

Firstly, we tested the robustness of our results by bringing in some supplementary control variables, viz, carbon emission (COemis), foreign direct investment (FDI), control of corruption (CtrCorrup), and general government final consumption expenditure (GGFCE). Our results are presented in Fig. 2. Often much relevant, easier to read and remember, space-conserving, and providing more pictorial presentation than tables, the graphical display of regression results is increasingly popular in the scientific literature. For this reason, we apply the “coefplot” command for graphical coefficients plotting introduced by Jann [56]. The estimation outcomes are summarized in Fig. 2. It is noteworthy that the coefficient associated with technological innovations (abbreviated as “LnPatents”) is still negative and statistically significant as we successively introduce each additional control variable. This authenticates the negative and significant effect of technological innovation

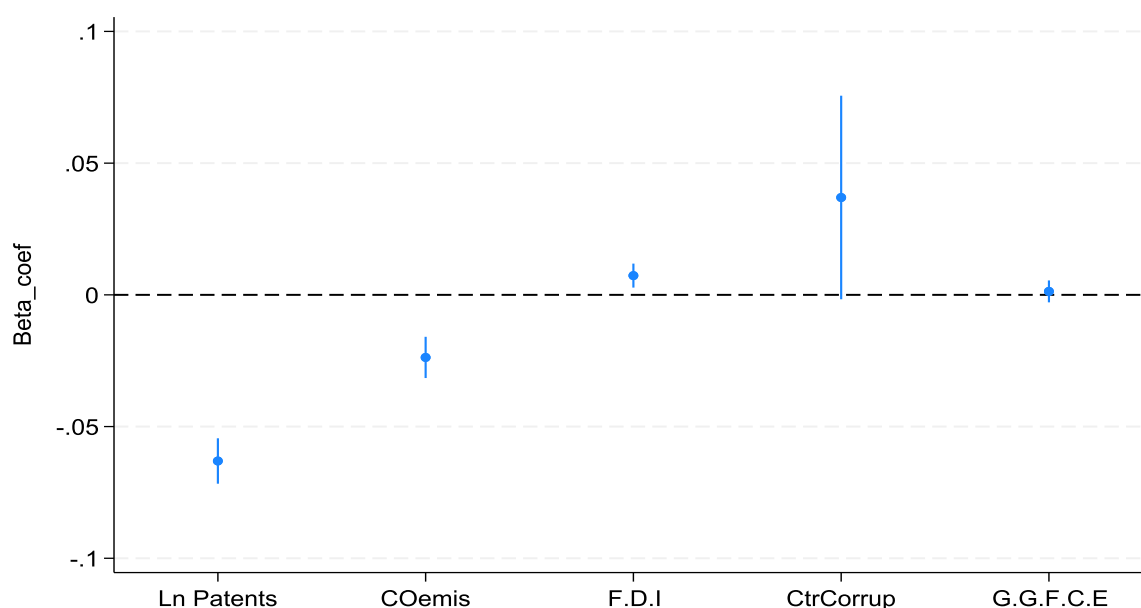


Fig. 2. Robustness to additional controls regression coefficients using the instrumental variable generalized method of moment (IV-GMM) (dependent variable: premature deindustrialization)

Beta_coef is the estimated coefficient.

Ln Patent is technological innovations, *COemis* is carbon dioxide emission; *F.D.I* is foreign direct investment;

CtrCorrup is control of corruption; *G.G.F.C.E* is gross government final consumption expenditures

Рис. 2. Устойчивость к коэффициентам регрессии дополнительных элементов управления, рассчитанная с использованием обобщенного метода моментов с инструментальными переменными (IV-GMM) (зависимая переменная: преждевременная деиндустриализация).

Beta_coef – расчетный коэффициент.

Ln Patent – технологические инновации, *COemis* – выбросы углекислого газа, *F.D.I* – прямые иностранные инвестиции,

CtrCorrup – борьба с коррупцией, *G.G.F.C.E* – валовые государственные расходы на конечное потребление

on premature deindustrialization. The claim that highly technologically innovative countries are associated with low levels of premature deindustrialization is thus robust to the incorporation of supplementary control variables.

4.3.2. Robustness to alternative estimation strategies

The methods used so far have allowed us to assess the average effect of IT on PDI. However, given the heterogeneity of the level of technological development in our sample countries, it seems important to analyze the existence of a potential asymmetric relationship. To do this, we utilized the Machado and Silva [57] moment quantiles method (MMQR). The MMQR

technique permits a more punctilious investigation of the empirical connection by analyzing the various effects of the exogenous variables over various quantiles of the conditional distribution [58] of PDI. Hence, the MMQR technique provides us with a more exhaustive picture of the repercussions of TI on PDI. The results of this exercise are displayed in part 1 (Table 4). Globally, the results display that TI has a negative and statistically significant effect on PDI. We also observe that TI discourages PDI in all quantiles at an increasing rate as the magnitude of the influence becomes greater as we approach the top quantiles. These results further confirm the lessening effect of TI on PDI.

Table 4. Robustness to method of moment quantile and Lewbel (2012) results
Таблица 4. Устойчивость к результатам метода квантиля момента и метода Льюбеля (2012)

Dependent variable: Premature Deindustrialization (PDI)										
	Part (1)									Part (2)
	Moment Quantile									Lewbel (2012)
	Lower quantile			Middle quantile			Upper quantile			
	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90	Lewbel
LnTI	-0.0277*** (0.00222)	-0.0310*** (0.00224)	-0.0352*** (0.00233)	-0.0402*** (0.00253)	-0.0471*** (0.00288)	-0.0567*** (0.00363)	-0.0723*** (0.00456)	-0.0824*** (0.00521)	-0.0999*** (0.00671)	-0.0669*** (0.00883)
GFCF	0.00284*** (0.000806)	0.00282*** (0.000805)	0.00280*** (0.000823)	0.00277*** (0.000870)	0.00273*** (0.000974)	0.00268** (0.00117)	0.00260* (0.00156)	0.00254 (0.00183)	0.00245 (0.00234)	0.00321*** (0.00106)
Trade	-0.00189*** (0.000180)	-0.00193*** (0.000180)	-0.00198*** (0.000185)	-0.00203*** (0.000195)	-0.00211*** (0.000219)	-0.00222*** (0.000262)	-0.00240*** (0.000349)	-0.00252*** (0.000411)	-0.00272*** (0.000524)	-0.00243*** (0.000292)
LABFPR	0.00657*** (0.000612)	0.00700*** (0.000613)	0.00753*** (0.000629)	0.00816*** (0.000669)	0.00905*** (0.000752)	0.0103*** (0.000914)	0.0122*** (0.00120)	0.0135*** (0.00140)	0.0157*** (0.00179)	0.0107*** (0.000917)
Urbpop	-0.00354*** (0.000344)	-0.00381*** (0.000345)	-0.00414*** (0.000354)	-0.00453*** (0.000377)	-0.00508*** (0.000424)	-0.00583*** (0.000517)	-0.00707*** (0.000677)	-0.00786*** (0.000790)	-0.00924*** (0.00101)	-0.00535*** (0.000609)
MineralR	0.0175*** (0.00298)	0.0181*** (0.00298)	0.0188*** (0.00305)	0.0197*** (0.00322)	0.0208*** (0.00361)	0.0225*** (0.00433)	0.0251*** (0.00576)	0.0268*** (0.00678)	0.0298*** (0.00864)	0.0221*** (0.00394)
Constant	-0.129*** (0.0468)	-0.0777* (0.0469)	-0.0134 (0.0482)	0.0619 (0.0513)	0.168*** (0.0578)	0.314*** (0.0709)	0.552*** (0.0922)	0.706*** (0.107)	0.972*** (0.137)	0.296*** (0.0653)
Observations	2,352	2,352	2,352	2,352	2,352	2,352	2,352	2,352	2,352	2,352
R-squared										0.241
Hansen-J										0.0000
Kleibergen-Paap rk LM statistic										18.779
Kleibergen-Paap rk Chi-sq(1) P-val										0.0021

Note. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Heteroscedasticity robust standard errors are reported in parentheses.

Kleibergen-Paap rk LM statistic / Chi-sq(1) P-val for weak instrument identification.

Part 1 present the method of moment quantile regressions (MMQR) technique results of the repercussions of TI on PDI.

Part 2 presents the results obtained from Lewbel's (2012) estimation technique

Примечание. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$. В скобках указаны стандартные ошибки гетероскедастичности.

Kleibergen-Paap rk LM statistic / P-val для теста на слабые инструменты, Chi-sq(1).

В части 1 представлены результаты, полученные с помощью метода квантильной регрессии момента (МКРМ) для оценки влияния технологических инноваций на преждевременную деиндустриализацию.

В части 2 представлены результаты, полученные с помощью метода оценки Льюбеля (2012).

Additionally, the Lewbel approach is used [59]. This technique is vital for determining structural parameters in regression models without conventional identification information that has endogenous or poorly quantified regressors. By developing an internal instrumental variable based on the heteroscedasticity of the random error term, this approach allows us to scrutinize the causal liaison between TI and PDI. These endogenous instruments are produced by a mean-entered multiplication of the auxiliary equation's residuals by each external variable [60]. In addition to the fact that Lewbel [59]. 2SLS strategy avoids the typical exclusion limitations, as estimates without external instruments are quite similar to those obtained with external instruments. This technique is used due to its ability to operate independently of standard exclusion restrictions [43]. Part 2 (Table 4) presents the results obtained from Lewbel's (2012) estimation technique. In terms of instruments' suitability, the Kleibergen–Paap rk LM statistic and Chi-sq(1) P-value are employed to evaluate the instruments' shortcomings [61]. Also, the Hansen J-statistics values do not reject the null hypothesis that the instruments do not

correlate with the error term and outlays that our model is exactly-identified, which suggests that our model is well specified, and there is no evidence to refute the exogenous instrument hypothesis. Considering our results, the coefficient associated with TI is negative and statistically significant, corroborating previous results that TI reduces PDI.

4.3.3. Robustness to alternative technological innovation variable

We test the robustness of our results by using alternative measures of technological innovation, namely abroad patents application (LnAbroadP) and resident patents application (LnResidentP) obtained from the disaggregation of total patent applications and the number of scientific and technical journal articles published (LnScientific). We apply the same methodology as in Table 3, and the reported results are in Fig. 3. Overall, results support our baseline estimation, as the mitigating effect of technological innovation on PDI remains negative and statistically significant in all regressions.

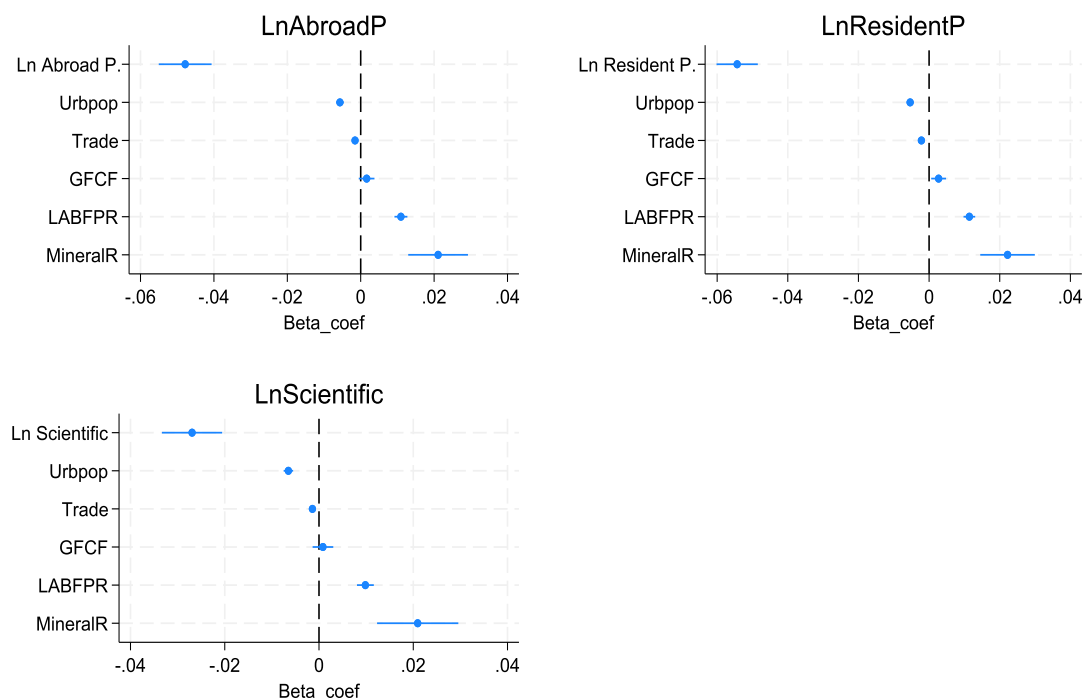


Fig. 3. Robustness to alternative measures of technological innovations regression coefficients using the Instrumental variable generalized method of moment (IV-GMM) (Dependent variable: Premature Deindustrialization).

All regression models include baseline control variables.

LnAbroadP is abroad patents application and LnResidentP is resident patents application obtained from the disaggregation of total patent applications and LnScientific is the number of scientific and technical journal articles published.

Beta_coef is the estimated coefficient. TI is technological innovations; GFCF is gross fixed capital formation;

Trade is trade openness; LABFPR is labor force participation rate; Urbpop is urban population; MineralR is mineral resources rent

Рис. 3. Устойчивость к альтернативным показателям коэффициентов регрессии технологических инноваций с использованием обобщенного метода моментов с инструментальными переменными (IV-GMM) (зависимая переменная: преждевременная деиндустриализация).

Все регрессионные модели включают базовые контрольные переменные.

LnAbroadP – количество зарубежных патентных заявок; LnResidentP – количество патентных заявок резидентов, полученное путем дезагрегирования общего количества патентных заявок; LnScientific – количество опубликованных статей в научных и технических журналах. Beta_coef – расчетный коэффициент. TI – технологические инновации;

GFCF – валовый прирост основного капитала; Trade – открытость торговли; LABFPR – доля экономически активного населения;

Urbpop – городское население; MineralR – рента от добычи полезных ископаемых

4.3.4. Robustness to alternative dependent variable

As an additional check, we develop two alternative measures of premature deindustrialization and conduct additional analysis to ensure the validity of our findings. At each moment, we only evaluate two of the three criteria for a country to be classified as experiencing premature deindustrialization proposed by Rodrik [9]. While only revenue and manufacturing employment share (Rev&Em) are taken into account in the second alternative definition for identifying premature deindustrialization phases, the first alternative only takes into consideration the trend in revenue and sectoral value-added share (Rev&VA) [6; 10]. Fig. 4 shows the findings with these substitute dependent variables using the same methods as the baseline regression.

These results overall confirm our baseline estimation, highlighting the auspicious role of technological innovation in reducing PDI. This supports our previous claim that technologically innovating countries will be more accurate in cubing PDI than countries that do not technologically innovate. The constancy of these results shows that our findings are reliable for informing the design and implementation of technological innovations and reindustrialization policies in middle-income countries.

4.3.5. Robustness to alternative subsample

Though our prior findings support our theoretical intuition on the negative effect of technological innovation on premature deindustrialization, it can be assumed that the baseline estimates are driven by including groups of countries with wildly disparate macroeconomic profiles [54]. Hence, we re-estimated the baseline model using six different subsamples, precluding, in turn, Europe and Asia (E&A), America and Caribbean (A&C), Middle East and North Africa (MENA), Sub-Saharan Africa (Sub-SA), Asia and Pacific (A&P), and Oceanic (OCN) countries. As illustrated in Table 5, the coefficient attached to our variable of interest (TI) remains negative and statistically significant in each specification. We can, therefore, conclude that no specific region of our sample does not drive our baseline result. These results report the healthful effect of TI in downsizing PDI.

5. CONCLUSION, POLICY IMPLICATION, AND LIMITS OF THE STUDY

Premature deindustrialization has been a main concern in recent decades, with industries faced with significant challenges in adapting to the rapid pace of technological

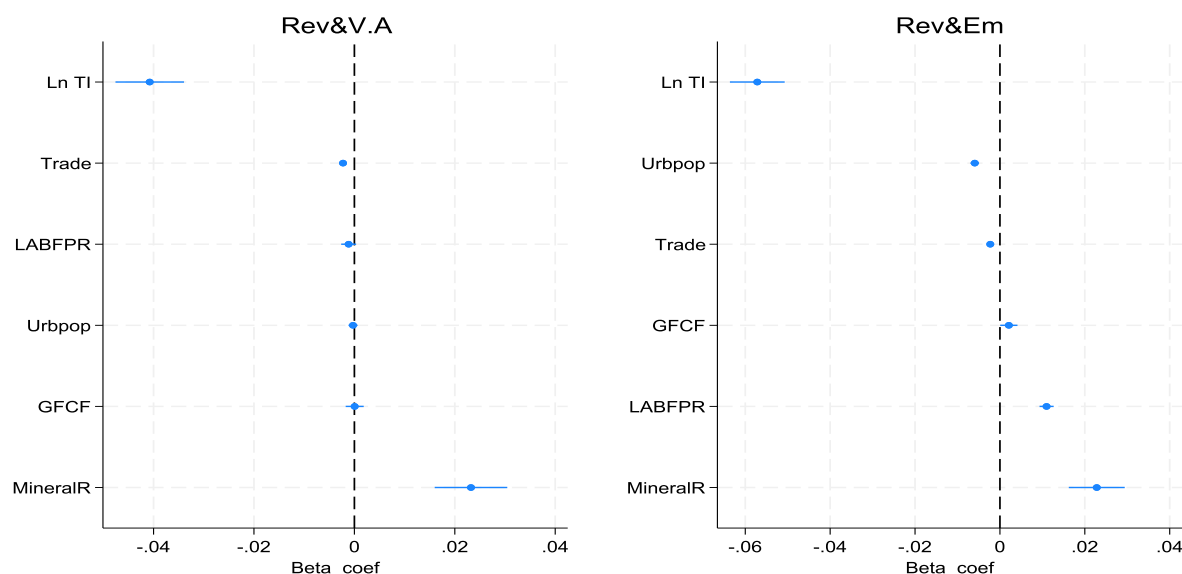


Fig. 4. Robustness to alternative measures of Dependent variable:
Premature Deindustrialization (PDI) regression coefficients
using the Instrumental variable generalized method of moment (IV-GMM).
All regression models include baseline control variables.

Rev&Em is Revenue and manufacturing employment share; Rev&VA is revenue and sectoral value-added share.

Beta_coef is the estimated coefficient. TI is technological innovations; GFCF is gross fixed capital formation; Trade is trade openness; LABFPR is labor force participation rate; Urbpop is urban population; MineralR is mineral resources rent

Рис. 4. Устойчивость к альтернативным показателям зависимой переменной:

коэффициенты регрессии преждевременной деиндустриализации (PDI)

с использованием обобщенного метода моментов с инструментальными переменными (IV-GMM).

Все регрессионные модели включают базовые контрольные переменные.

Rev&Em – валовый доход и доля занятости в обрабатывающей промышленности;

Rev&VA – доля выручки и отраслевой добавленной стоимости. Beta_coef – расчетный коэффициент.

TI – технологические инновации; GFCF – валовый прирост основного капитала;

Trade – открытость торговли; LABFPR – доля экономически активного населения;

Urbpop – городское население; MineralR – рента от добычи полезных ископаемых

Table 5. Robustness to alternative subsample using the Instrumental variable generalized method of moment (IV-GMM)**Таблица 5.** Устойчивость к альтернативной подвыборке с использованием обобщенного метода моментов с инструментальными переменными (IV-GMM)

	Dependent Variable: Premature Deindustrialization (PDI)					
	Without E&A	Without MENA	Without Sub-SA	Without A&C	Without A&P	Without OCN
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LnTI	-0.0757*** (0.00358)	-0.0651*** (0.00368)	-0.0487*** (0.00347)	-0.0736*** (0.00370)	-0.0451*** (0.00428)	-0.0621*** (0.00331)
GFCF	0.00505*** (0.00103)	0.00299*** (0.00115)	0.00160 (0.00120)	0.00302*** (0.00106)	0.00307** (0.00142)	0.00255** (0.00105)
Trade	-0.00336*** (0.000279)	-0.00251*** (0.000276)	-0.00150*** (0.000270)	-0.00243*** (0.000314)	-0.00207*** (0.000332)	-0.00231*** (0.000258)
LABFPR	0.00860*** (0.000828)	0.00831*** (0.00120)	0.0102*** (0.000904)	0.0118*** (0.000930)	0.0127*** (0.000917)	0.0107*** (0.000826)
Urbpop	-0.00566*** (0.000497)	-0.00501*** (0.000576)	-0.00661*** (0.000513)	-0.00451*** (0.000617)	-0.00600*** (0.000652)	-0.00530*** (0.000493)
MineralR	0.0263*** (0.00491)	0.0207*** (0.00404)	0.0166*** (0.00482)	0.0229*** (0.00435)	0.0211*** (0.00457)	0.0229*** (0.00401)
Constant	0.483*** (0.0658)	0.455*** (0.0819)	0.270*** (0.0721)	0.253*** (0.0705)	0.108 (0.0790)	0.281*** (0.0652)
Observations	1,8	2,079	1,886	1,779	1,876	2,34
R-squared	0.304	0.207	0.235	0.300	0.198	0.242
Hansen-J	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Number of instruments	7	7	7	7	7	7
Kleibergen-Paap rk LM statistic	544.030	724.511	697.014	642.658	746.934	834.273
Kleibergen-Paap rk Chi-sq(1) P-val	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Note. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$ denotes significance at 1, 5, and 10 %, respectively.

Heteroscedasticity robust standard errors are reported in parentheses.

Kleibergen–Paap rk LM statistic / Chi-sq(1) P-value for weak instrument identification.

TI is technological innovations; GFCF is gross fixed capital formation; Trade is trade openness;

LABFPR is labor force participation rate; Urbpop is urban population; MineralR is mineral resources rent.

E&A is Europe and Asia; A&C is America and Caribbean; MENA is Middle East and North Africa;

Sub-SA is Sub-Saharan Africa; A&P is Asia and Pacific; OCN is Oceanic countries.

Примечание. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$ обозначает значимость на уровне 1, 5 и 10 % соответственно.

В скобках указаны стандартные ошибки гетероскедастичности.

Kleibergen–Paap rk LM statistic / P-val для теста на слабые инструменты, Chi-sq(1).

TI – технологические инновации; GFCF – валовый прирост основного капитала; Trade – открытость торговли;

LABFPR – доля экономически активного населения; Urbpop – городское население; MineralR – рента от добычи полезных

ископаемых. E&A – Европа и Азия; A&C – Америка и Карибские острова; MENA – Средний Восток и Северная Африка;

Sub-SA – страны черной (субсахарской) Африки; A&P – Азия и страны Тихоокеанского региона; OCN – страны Океании.

change. This phenomenon has far-reaching implications for economies, particularly regarding job displacement, economic growth, and development. While some individuals and businesses may thrive in a more automated and digitized economy, many workers in traditionally industrial sectors may find themselves facing unemployment or underemployment. This can be explained by the fact that rapid automation and the adoption of advanced technologies in manufacturing processes may lead to a reduced need for human labor and ultimately result in the displacement of workers. This can exacer-

bate existing inequalities and create significant social and political tensions. Hence, reversing and breaking down the trend of premature deindustrialization with associated adverse effects is primordial in middle-income economies.

This study aimed to examine the effect of technological innovation on premature deindustrialization (PDI) in a panel of 89 middle-income countries (MICs). To do this, we create a composite measure of PDI respecting the three main conditions of premature deindustrialization proposed by Rodrik [9]. Based on the Ordinary Least Squares and the Instrumental Variable GMM (IV-GMM), our empirical

analyses show evidence that TI leads to a decrease in PDI in MICs. The obtained results were robust to additional control variables, different estimation methods [59], alternative measures to technological innovation and premature deindustrialization, and alternative subsample results. Additionally, in terms of the asymmetry analysis, the results obtained from the quantile regression indicate that the impact of technological innovations on PDI is significant for all quantiles of PDI.

Based on these results, we recommend that public authorities and policymakers must therefore be proactive in addressing these challenges by including policies to support industrial diversification, investing in training and education programs to help workers earn the skills needed to thrive in a rapidly changing job market, as well as macroeconomic policies that promote job creation and support the growth of new industries. Additionally, investment in R&D, trade liberalization to ease technological transfer, as well as providing support for workers who are negatively impacted by technological advancements must be encouraged. Policymakers should equally take effectual measures to improve social and economic freedom and carry out practical and stronger property protection that prompts incentives and spurs inventors to engage in innovation activities. By addressing these issues head-on, in a proactive way managing the impact of technological innovation on industrial sectors, societies can ensure a more equitable and sustainable transition to a technologically-driven economy.

To sum up, our results highlight that technological innovations are detrimental to PDI. Consequently, our empirical results strengthen the significance of the manufacturing sector in enhancing economic growth and development as well as the primal role of TI in curbing PDI in middle-income economies. This research is limited by the fact that both developed and developing economies in diverse contexts with the jeopardy of early deindustrialization are considered in groups in this research. Hence, this study lacks circumstantial research on individual nations. Examining the entanglement of PDI mechanisms and policy performance in specific countries through detailed case studies would enable the development of country-specific and concrete recommendations, helping in the prescription of targeted measures for mitigating and avoiding PDI while promoting TI.

REFERENCES

- Almeida R., Fernandes A.M. Openness and technological innovations in developing countries: evidence from firm-level surveys. *The Journal of development studies*, 2008, vol. 44, no. 5, pp. 701–727. DOI: [10.1080/00220380802009217](https://doi.org/10.1080/00220380802009217).
- Coccia M. Technological innovation. *The Blackwell Encyclopedia of Sociology*. USA, John Wiley & Sons Publ., 2021. DOI: [10.1002/9781405165518.wbecost011.pub2](https://doi.org/10.1002/9781405165518.wbecost011.pub2).
- Kaplinsky R., Kraemer-Mbula E. Innovation and uneven development: The challenge for low-and middle-income economies. *Research Policy*, 2022, vol. 51, no. 2, article number 104394. DOI: [10.1016/j.respol.2021.104394](https://doi.org/10.1016/j.respol.2021.104394).
- Cruz M. Premature de-industrialisation: theory, evidence and policy recommendations in the Mexican case. *Cambridge Journal of Economics*, 2015, vol. 39, no. 1, pp. 113–137. DOI: [10.1093/cje/beu036](https://doi.org/10.1093/cje/beu036).
- Gollin D., Kaboski J.P. New views of structural transformation: insights from recent literature. *Oxford Development Studies*, 2023, vol. 51, no. 4, pp. 339–361. DOI: [10.1080/13600818.2023.2280748](https://doi.org/10.1080/13600818.2023.2280748).
- Ravindran R., Babu M.S. Premature deindustrialisation and income inequality dynamics: evidence from middle-income economies. *The Journal of Development Studies*, 2023, vol. 59, no. 12, pp. 1885–1904. DOI: [10.1080/00220388.2023.2246622](https://doi.org/10.1080/00220388.2023.2246622).
- Destek M.A., Hossain M.R., Khan Z. Premature deindustrialization and environmental degradation. *Gondwana Research*, 2024, vol. 127, pp. 199–210. DOI: [10.1016/j.gr.2023.06.006](https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.06.006).
- Momeni F., Fattahi S., Sajjad Najafi S.M. *Service Sector Growth in Iran: Knowledge-based Economy or Premature Deindustrialization?* 2020, pp. 1–27. DOI: [10.21203/rs.2.24642/v1](https://doi.org/10.21203/rs.2.24642/v1).
- Rodrik D. Premature deindustrialization. *Journal of economic growth*, 2016, vol. 21, no. 1, pp. 1–33. DOI: [10.1007/s10887-015-9122-3](https://doi.org/10.1007/s10887-015-9122-3).
- Rekha R., Suresh Babu M. Premature deindustrialisation and growth slowdowns in middle-income countries. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2022, vol. 62, pp. 377–389. DOI: [10.1016/j.strueco.2022.04.001](https://doi.org/10.1016/j.strueco.2022.04.001).
- Hamid N., Khan M. Pakistan: A case of premature deindustrialization? *The Lahore Journal of Economics*, 2015, vol. 20, pp. 107–141. DOI: [10.35536/lje.2015.v20.isp.a6](https://doi.org/10.35536/lje.2015.v20.isp.a6).
- Herrendorf B., Rogerson R., Valentini A. Growth and structural transformation. *Handbook of Economic Growth*, 2014, vol. 2, pp. 855–941. DOI: [10.1016/B978-0-444-53540-5.00006-9](https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53540-5.00006-9).
- Muluh G.A., Dieubenit T.M., Gildas N.T. Technological innovations and structural. *International Journal*, 2022, no. 2, pp. 1–15. DOI: [10.31435/rsglobal_ijite/30062022/7833](https://doi.org/10.31435/rsglobal_ijite/30062022/7833).
- Nassif A., Morceiro P.C. *Industrial policy for prematurely deindustrialized economies after the Covid-19 pandemic crisis: Integrating economic, social and environmental goals with policy proposals for Brazil*. Niterói, Universidade Federal Fluminense, Faculdade de Economia, Textos para Discussão Publ., 2021. 351 p.
- Gill I., Bhattasali D., Kharas H., Brahmbhatt M. *An East Asian renaissance: ideas for economic growth*. Washington, The World Bank Publ., 2007. 383 p. DOI: [10.1596/978-0-8213-6747-6](https://doi.org/10.1596/978-0-8213-6747-6).
- Yazgan S., Marangoz C., Bulut E. The turning point of regional deindustrialization in the US: Evidence from panel and time-series data. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2022, vol. 61, pp. 294–304. DOI: [10.1016/j.strueco.2022.03.003](https://doi.org/10.1016/j.strueco.2022.03.003).
- Greenstein J., Anderson B. Premature deindustrialization and the defeminization of labor. *Journal of Economic Issues*, 2017, vol. 51, no. 2, pp. 446–457. DOI: [10.1080/00213624.2017.1321397](https://doi.org/10.1080/00213624.2017.1321397).
- Andriyani V.E., Irawan T. Identification of premature deindustrialization and its acceleration in Indonesia (period 1986–2015). *Jurnal Ekonomi dan Kebijakan Pembangunan*, 2018, vol. 7, no. 1, pp. 78–101. DOI: [10.29244/jekp.7.1.2018.78-101](https://doi.org/10.29244/jekp.7.1.2018.78-101).
- Andreoni A., Tregenna F. The middle-income trap and premature deindustrialization in South Africa. *Structural transformation in South Africa: The challenges of inclu-*

- sive industrial development in a middle-income country. Oxford, Oxford University Press Publ., 2021, pp. 237–260. DOI: [10.1093/oso/9780192894311.003.0011](https://doi.org/10.1093/oso/9780192894311.003.0011).
20. Itaman R.E., Awopegba O. Finance, oil rent and premature deindustrialisation in Nigeria. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2021, vol. 59, pp. 149–161. DOI: [10.1016/j.strueco.2021.06.006](https://doi.org/10.1016/j.strueco.2021.06.006).
 21. Dasgupta S., Singh A. Manufacturing, services and premature deindustrialization in developing countries: A Kaldorian analysis. *Advancing development. Studies in Development Economics and Policy*. London, Palgrave Macmillan Publ., 2007, pp. 435–454. DOI: [10.1057/9780230801462_23](https://doi.org/10.1057/9780230801462_23).
 22. Tsukada Y. Premature deindustrialization risk in Vietnam. *Journal of Asian Business and Economic Studies*, 2023, vol. 30, no. 3, pp. 226–240. DOI: [10.1108/JABES-04-2022-0082](https://doi.org/10.1108/JABES-04-2022-0082).
 23. Tregenna F. 38. Deindustrialization and premature deindustrialization. *Handbook of Alternative Theories of Economic Development*. Massachusetts, Edward Elgar Publishing, 2016, pp. 710–728. DOI: [10.4337/9781782544685.00046](https://doi.org/10.4337/9781782544685.00046).
 24. Tekay B. *A comparative study on Turkey under globalization: Premature deindustrialization and institutional transformations*. 2018. URL: <https://lup.lub.lu.se/student-papers/search/publication/8952429>.
 25. Fujimoto K., Whittaker D.H. Premature deindustrialization, inter-sectoral employment shifts, and accelerated servicization. *The Japanese Political Economy*, 2024, vol. 50, no. 3–4, pp. 354–373. DOI: [10.1080/2329194X.2024.2425436](https://doi.org/10.1080/2329194X.2024.2425436).
 26. Araujo E., Araujo E., Peres S.C., Punzo L.F. An investigation into shapes and determinants of deindustrialization processes: Theory and evidence for developed and developing countries (1970–2017). *Economía*, 2021, vol. 22, no. 2, pp. 129–143. DOI: [10.1016/j.econ.2021.03.001](https://doi.org/10.1016/j.econ.2021.03.001).
 27. Van der Heijden I. *Deindustrialization in the globalization era: Examining the relationship between globalization and industrialization in developing economies*. 2018. 87 p. URL: <https://lup.lub.lu.se/student-papers/search/publication/8950302>.
 28. Taguchi H. *Premature deindustrialization: an empirical analysis in latecomer developing countries*. 2023. 18 p. URL: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/118346/1/230821%2007%20PD%20Manuscript%20for%20MPRA.pdf>.
 29. Oreiro J.L., Manarin L.L., Gala P. Deindustrialization, economic complexity and exchange rate overvaluation: the case of Brazil (1998–2017). *PSL quarterly review*, 2020, vol. 73, no. 295, pp. 313–341. DOI: [10.13133/2037-3643_73.295_3](https://doi.org/10.13133/2037-3643_73.295_3).
 30. Grabowski R. Premature deindustrialization and inequality. *International Journal of Social Economics*, 2017, vol. 44, no. 2, pp. 154–168. DOI: [10.1108/IJSE-07-2015-0197](https://doi.org/10.1108/IJSE-07-2015-0197).
 31. Taguchi H., Elbek A. *Premature deindustrialization in post-Soviet economies*. 2022. 27 p. URL: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/114413/>.
 32. Botta A., Yajima G.T., Porcile G. *Structural change, productive development and capital flows: does financial “bonanza” cause premature de-industrialization?: working paper № 999*. 2021. 46 p. URL: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4012179.
 33. Hoyos López M. Trade liberalization and premature deindustrialization in Colombia. *Journal of Economic Structures*, 2017, vol. 6, no. 1, article number 30. DOI: [10.1186/s40008-017-0095-6](https://doi.org/10.1186/s40008-017-0095-6).
 34. Felipe J., Mehta A., Rhee C. Manufacturing matters... but it's the jobs that count. *Cambridge Journal of Economics*, 2019, vol. 43, no. 1, pp. 139–168. DOI: [10.1093/cje/bex086](https://doi.org/10.1093/cje/bex086).
 35. Felipe J., Kumar U., Galope R. Middle-income transitions: trap or myth? *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2017, vol. 22, no. 3, pp. 429–453. DOI: [10.1080/13547860.2016.1270253](https://doi.org/10.1080/13547860.2016.1270253).
 36. Ullah S., Ozturk I., Majeed M.T., Ahmad W. Do technological innovations have symmetric or asymmetric effects on environmental quality? Evidence from Pakistan. *Journal of cleaner production*, 2021, vol. 316, article number 128239. DOI: [10.1016/j.jclepro.2021.128239](https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.128239).
 37. Wang Quan-Jing, Feng Gen-Fu, Wang Hai-Jie, Chang Chun-Ping. The impacts of democracy on innovation: Revisited evidence. *Technovation*, 2021, vol. 108, article number 102333. DOI: [10.1016/j.technovation.2021.102333](https://doi.org/10.1016/j.technovation.2021.102333).
 38. Qayyum M., Ali M., Nizamani M.M., Li Shijie, Yu Yuyuan, Jahanger A. Nexus between financial development, renewable energy consumption, technological innovations and CO₂ emissions: the case of India. *Energies*, 2021, vol. 14, no. 15, article number 4505. DOI: [10.3390/en14154505](https://doi.org/10.3390/en14154505).
 39. Romer P.M. Increasing returns and long-run growth. *The Journal of political economy*, 1986, vol. 94, no. 5, pp. 1002–1037. DOI: [10.1086/261420](https://doi.org/10.1086/261420).
 40. Ahmad M., Khan R.E.A. Does demographic transition with human capital dynamics matter for economic growth? A dynamic panel data approach to GMM. *Social Indicators Research*, 2019, vol. 142, no. 2, pp. 753–772. DOI: [10.1007/s11205-018-1928-x](https://doi.org/10.1007/s11205-018-1928-x).
 41. Acheampong A.O., Opoku E.E.O., Dzator J., Kufuor N.K. Enhancing human development in developing regions: Do ICT and transport infrastructure matter? *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, vol. 180, article number 121725. DOI: [10.1016/j.techfore.2022.121725](https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121725).
 42. Avom D., Keneck-Massil J., Njangang H., Nvuh-Njoya Y. Why are some resource-rich countries more sophisticated than others? The role of the regime type and political ideology. *Resources Policy*, 2022, vol. 79, article number 103067. DOI: [10.1016/j.resourpol.2022.103067](https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103067).
 43. Fan Shuangshuang, Huang Hongyun, Mbanyele W., Zhao Xin. A step toward inclusive green growth: can digital finance be the main engine? *Environmental Science and Pollution Research*, 2023, vol. 30, pp. 96075–96097. DOI: [10.1007/s11356-023-29155-8](https://doi.org/10.1007/s11356-023-29155-8).
 44. Acheampong A.O., Opoku E.E.O., Dogah K.E. The political economy of energy transition: the role of globalization and governance in the adoption of clean cooking fuels and technologies. *Technological Forecasting and Social Change*, 2023, vol. 186, article number 122156. DOI: [10.1016/j.techfore.2022.122156](https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.122156).
 45. Baum C.F., Schaffer M.E., Stillman S. Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *The Stata Journal: Promoting communications on statistics and Stata*, 2003, vol. 3, no. 1, pp. 1–31. DOI: [10.1177/1536867X0300300101](https://doi.org/10.1177/1536867X0300300101).
 46. Oster E. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence. *Journal of Business & Eco-*

- nomics Statistics*, 2019, vol. 37, no. 2, pp. 187–204. DOI: [10.1080/07350015.2016.1227711](https://doi.org/10.1080/07350015.2016.1227711).
47. Matos S., Viardot E., Sovacool B.K., Geels F.W., Yu Xiong. Innovation and climate change: A review and introduction to the special issue. *Technovation*, 2022, vol. 117, article number 102612. DOI: [10.1016/j.technovation.2022.102612](https://doi.org/10.1016/j.technovation.2022.102612).
 48. Weiss M., Clara M. *Unlocking domestic investment for industrial development. Inclusive and Sustainable Industrial Development: Working Paper Series UNIDO*. Vienna, UNIDO Publ., 2016. 60 p. URL: <https://downloads.unido.org/ot/99/24/9924325/WP12.pdf>.
 49. Beg M., Sertic M.B., Druzic I. Determinants of deindustrialisation in developed European and post-communist countries. *Montenegrin journal of economics*, 2017, vol. 13, no. 2, pp. 93–106. DOI: [10.14254/1800-5845/2017.13-2.5](https://doi.org/10.14254/1800-5845/2017.13-2.5).
 50. Kali R., Méndez F., Reyes J.A. Trade structure and economic growth. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 2007, vol. 16, no. 2, pp. 245–269. DOI: [10.1080/09638190701325649](https://doi.org/10.1080/09638190701325649).
 51. Sikder M., Wang Chao, Yao Xiaocia, Huai Xu, Wu Limin, KwameYeboah F., Wood J., Zhao Yuelin, Duo Xuecheng. The integrated impact of GDP growth, industrialization, energy use, and urbanization on CO₂ emissions in developing countries: evidence from the panel ARDL approach. *Science of the Total Environment*, 2022, vol. 837, article number 155795. DOI: [10.1016/j.scitotenv.2022.155795](https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2022.155795).
 52. Palma J.G. De-industrialisation, 'premature' de-industrialisation and the dutch-disease. *The New Palgrave Dictionary of Economics*. London, Palgrave Macmillan Publ., 2017, pp. 1297–1306. DOI: [10.1007/978-1-349-58802-2_368](https://doi.org/10.1007/978-1-349-58802-2_368).
 53. Liu Zhangsheng, Li Ruixin, Zhang Xiaotian Tina, Shen Yinjie, Yang Liuqingqing, Zhang Xiaolu. Inclusive green growth and regional disparities: evidence from China. *Sustainability*, 2021, vol. 13, no. 21, article number 11651. DOI: [10.3390/su132111651](https://doi.org/10.3390/su132111651).
 54. Tadadjeu S., Njangang H., Woldemichael A. Are resource-rich countries less responsive to global warming? Oil wealth and climate change policy. *Energy Policy*, 2023, vol. 182, article number 113774. DOI: [10.1016/j.enpol.2023.113774](https://doi.org/10.1016/j.enpol.2023.113774).
 55. Masi T., Savoia A., Sen K. *Is there a fiscal resource curse? Resource rents, fiscal capacity and political institutions in developing economies. Manchester: World Development*. 2024. 177 p. DOI: [10.35188/UNU-WIDER/2020/767-5](https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2020/767-5).
 56. Jann B. Plotting regression coefficients and other estimates. *The Stata Journal: Promoting communications on statistics and Stata*, 2014, vol. 14, no. 4, pp. 708–737. DOI: [10.1177/1536867X1401400402](https://doi.org/10.1177/1536867X1401400402).
 57. Machado J.A., Santos Silva J.M.S. Quantiles via moments. *Journal of econometrics*, 2019, vol. 213, no. 1, pp. 145–173. DOI: [10.1016/j.jeconom.2019.04.009](https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2019.04.009).
 58. Adebayo T.S., Akadiri S.S., Adedapo A.T., Usman N. Does interaction between technological innovation and natural resource rent impact environmental degradation in newly industrialized countries? New evidence from method of moments quantile regression. *Environmental Science and Pollution Research*, 2022, vol. 29, no. 2, pp. 3162–3169. DOI: [10.1007/s11356-021-17631-y](https://doi.org/10.1007/s11356-021-17631-y).
 59. Lewbel A. Using heteroscedasticity to identify and estimate mis-measured and endogenous regressor models. *Journal of business & economic statistics*, 2012, vol. 30, no. 1, pp. 67–80. DOI: [10.1080/07350015.2012.643126](https://doi.org/10.1080/07350015.2012.643126).
 60. Ming Fang, Henri Njangang, Padhan H., Simo C., Cheng Yan. Social media and energy justice: A global evidence. *Energy Economics*, 2023, vol. 125, article number 106886. DOI: [10.1016/j.eneco.2023.106886](https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106886).
 61. Kleibergen F., Paap R. Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition. *Journal of econometrics*, 2006, vol. 133, no. 1, pp. 97–126. DOI: [10.1016/j.jeconom.2005.02.011](https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.02.011).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Almeida R., Fernandes A.M. Openness and technological innovations in developing countries: evidence from firm-level surveys // *The Journal of development studies*. 2008. Vol. 44. № 5. P. 701–727. DOI: [10.1080/00220380802009217](https://doi.org/10.1080/00220380802009217).
2. Coccia M. *Technological innovation* // *The Blackwell Encyclopedia of Sociology*. USA: John Wiley & Sons, 2021. DOI: [10.1002/9781405165518.wbeost011.pub2](https://doi.org/10.1002/9781405165518.wbeost011.pub2).
3. Kaplinsky R., Kraemer-Mbula E. Innovation and uneven development: The challenge for low-and middle-income economies // *Research Policy*. 2022. Vol. 51. № 2. Article number 104394. DOI: [10.1016/j.respol.2021.104394](https://doi.org/10.1016/j.respol.2021.104394).
4. Cruz M. Premature de-industrialisation: theory, evidence and policy recommendations in the Mexican case // *Cambridge Journal of Economics*. 2015. Vol. 39. № 1. P. 113–137. DOI: [10.1093/cje/beu036](https://doi.org/10.1093/cje/beu036).
5. Gollin D., Kaboski J.P. New views of structural transformation: insights from recent literature // *Oxford Development Studies*. 2023. Vol. 51. № 4. P. 339–361. DOI: [10.1080/13600818.2023.2280748](https://doi.org/10.1080/13600818.2023.2280748).
6. Ravindran R., Babu M.S. Premature deindustrialisation and income inequality dynamics: evidence from middle-income economies // *The Journal of Development Studies*. 2023. Vol. 59. № 12. P. 1885–1904. DOI: [10.1080/00220388.2023.2246622](https://doi.org/10.1080/00220388.2023.2246622).
7. Destek M.A., Hossain M.R., Khan Z. Premature deindustrialization and environmental degradation // *Gondwana Research*. 2024. Vol. 127. P. 199–210. DOI: [10.1016/j.gr.2023.06.006](https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.06.006).
8. Momeni F., Fattahi S., Sajjad Najafi S.M. Service Sector Growth in Iran: Knowledge-based Economy or Premature Deindustrialization? 2020. P. 1–27. DOI: [10.21203/rs.2.24642/v1](https://doi.org/10.21203/rs.2.24642/v1).
9. Rodrik D. Premature deindustrialization // *Journal of economic growth*. 2016. Vol. 21. № 1. P. 1–33. DOI: [10.1007/s10887-015-9122-3](https://doi.org/10.1007/s10887-015-9122-3).
10. Rekha R., Suresh Babu M. Premature deindustrialisation and growth slowdowns in middle-income countries // *Structural Change and Economic Dynamics*. 2022. Vol. 62. P. 377–389. DOI: [10.1016/j.strueco.2022.04.001](https://doi.org/10.1016/j.strueco.2022.04.001).
11. Hamid N., Khan M. Pakistan: A case of premature deindustrialization? // *The Lahore Journal of Economics*. 2015. Vol. 20. P. 107–141. DOI: [10.35536/lje.2015.v20.isp.a6](https://doi.org/10.35536/lje.2015.v20.isp.a6).
12. Herrendorf B., Rogerson R., Valentini A. Growth and structural transformation // *Handbook of Economic Growth*. 2014. Vol. 2. P. 855–941. DOI: [10.1016/B978-0-444-53540-5.00006-9](https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53540-5.00006-9).

13. Muluh G.A., Dieubenit T.M., Gildas N.T. Technological innovations and structural // International Journal. 2022. № 2. P. 1–15. DOI: [10.31435/rsglobal_ijite/30062022/7833](https://doi.org/10.31435/rsglobal_ijite/30062022/7833).
14. Nassif A., Morceiro P.C. Industrial policy for prematurely deindustrialized economies after the Covid-19 pandemic crisis: Integrating economic, social and environmental goals with policy proposals for Brazil. Niterói: Universidade Federal Fluminense, Faculdade de Economia, Textos para Discussão, 2021. 351 p.
15. Gill I., Bhattachali D., Kharas H., Brahmabhatt M. An East Asian renaissance: ideas for economic growth. Washington: The World Bank, 2007. 383 p. DOI: [10.1596/978-0-8213-6747-6](https://doi.org/10.1596/978-0-8213-6747-6).
16. Yazgan S., Marangoz C., Bulut E. The turning point of regional deindustrialization in the US: Evidence from panel and time-series data // Structural Change and Economic Dynamics. 2022. Vol. 61. P. 294–304. DOI: [10.1016/j.strueco.2022.03.003](https://doi.org/10.1016/j.strueco.2022.03.003).
17. Greenstein J., Anderson B. Premature deindustrialization and the defeminization of labor // Journal of Economic Issues. 2017. Vol. 51. № 2. P. 446–457. DOI: [10.1080/00213624.2017.1321397](https://doi.org/10.1080/00213624.2017.1321397).
18. Andriyani V.E., Irawan T. Identification of premature deindustrialization and its acceleration in Indonesia (period 1986-2015) // Jurnal Ekonomi dan Kebijakan Pembangunan. 2018. Vol. 7. № 1. P. 78–101. DOI: [10.29244/jekp.7.1.2018.78-101](https://doi.org/10.29244/jekp.7.1.2018.78-101).
19. Andreoni A., Tregenna F. The middle-income trap and premature deindustrialization in South Africa // Structural transformation in South Africa: The challenges of inclusive industrial development in a middle-income country. Oxford: Oxford University Press, 2021. P. 237–260. DOI: [10.1093/oso/9780192894311.003.0011](https://doi.org/10.1093/oso/9780192894311.003.0011).
20. Itaman R.E., Awopegba O. Finance, oil rent and premature deindustrialisation in Nigeria // Structural Change and Economic Dynamics. 2021. Vol. 59. P. 149–161. DOI: [10.1016/j.strueco.2021.06.006](https://doi.org/10.1016/j.strueco.2021.06.006).
21. Dasgupta S., Singh A. Manufacturing, services and premature deindustrialization in developing countries: A Kaldorian analysis // Advancing development. Studies in Development Economics and Policy. London: Palgrave Macmillan, 2007. P. 435–454. DOI: [10.1057/9780230801462_23](https://doi.org/10.1057/9780230801462_23).
22. Tsukada Y. Premature deindustrialization risk in Vietnam // Journal of Asian Business and Economic Studies. 2023. Vol. 30. № 3. P. 226–240. DOI: [10.1108/JABES-04-2022-0082](https://doi.org/10.1108/JABES-04-2022-0082).
23. Tregenna F. 38. Deindustrialization and premature deindustrialization // Handbook of Alternative Theories of Economic Development. Massachusetts: Edward Elgar Publishing, 2016. P. 710–728. DOI: [10.4337/9781782544685.00046](https://doi.org/10.4337/9781782544685.00046).
24. Tekay B. A comparative study on Turkey under globalization: Premature deindustrialization and institutional transformations. 2018. URL: <https://lup.lub.lu.se/student-papers/search/publication/8952429>.
25. Fujimoto K., Whittaker D.H. Premature deindustrialization, inter-sectoral employment shifts, and accelerated servicization // The Japanese Political Economy. 2024. Vol. 50. № 3-4. P. 354–373. DOI: [10.1080/2329194X.2024.2425436](https://doi.org/10.1080/2329194X.2024.2425436).
26. Araujo E., Araujo E., Peres S.C., Punzo L.F. An investigation into shapes and determinants of deindustrialization processes: Theory and evidence for developed and developing countries (1970–2017) // *Economia*. 2021. Vol. 22. № 2. P. 129–143. DOI: [10.1016/j.econ.2021.03.001](https://doi.org/10.1016/j.econ.2021.03.001).
27. van der Heijden I. Deindustrialization in the globalization era: Examining the relationship between globalization and industrialization in developing economies. 2018. 87 p. URL: <https://lup.lub.lu.se/student-papers/search/publication/8950302>.
28. Taguchi H. Premature deindustrialization: an empirical analysis in latecomer developing countries. 2023. 18 p. URL: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/118346/1/230821%2007%20PD%20Manuscript%20for%20MPRA.pdf>.
29. Oreiro J.L., Manarin L.L., Gala P. Deindustrialization, economic complexity and exchange rate overvaluation: the case of Brazil (1998-2017) // PSL quarterly review. 2020. Vol. 73. № 295. P. 313–341. DOI: [10.13133/2037-3643_73.295_3](https://doi.org/10.13133/2037-3643_73.295_3).
30. Grabowski R. Premature deindustrialization and inequality // International Journal of Social Economics. 2017. Vol. 44. № 2. P. 154–168. DOI: [10.1108/IJSE-07-2015-0197](https://doi.org/10.1108/IJSE-07-2015-0197).
31. Taguchi H., Elbek A. Premature deindustrialization in post-Soviet economies. 2022. 27 p. URL: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/114413/>.
32. Botta A., Yajima G.T., Porcile G. Structural change, productive development and capital flows: does financial “bonanza” cause premature de-industrialization?: working paper № 999. 2021. 46 p. URL: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4012179.
33. Hoyos López M. Trade liberalization and premature deindustrialization in Colombia // Journal of Economic Structures. 2017. Vol. 6. № 1. Article number 30. DOI: [10.1186/s40008-017-0095-6](https://doi.org/10.1186/s40008-017-0095-6).
34. Felipe J., Mehta A., Rhee C. Manufacturing matters... but it's the jobs that count // Cambridge Journal of Economics. 2019. Vol. 43. № 1. P. 139–168. DOI: [10.1093/cje/bex086](https://doi.org/10.1093/cje/bex086).
35. Felipe J., Kumar U., Galope R. Middle-income transitions: trap or myth? // Journal of the Asia Pacific Economy. 2017. Vol. 22. № 3. P. 429–453. DOI: [10.1080/13547860.2016.1270253](https://doi.org/10.1080/13547860.2016.1270253).
36. Ullah S., Ozturk I., Majeed M.T., Ahmad W. Do technological innovations have symmetric or asymmetric effects on environmental quality? Evidence from Pakistan // Journal of cleaner production. 2021. Vol. 316. Article number 128239. DOI: [10.1016/j.jclepro.2021.128239](https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.128239).
37. Wang Quan-Jing, Feng Gen-Fu, Wang Hai-Jie, Chang Chun-Ping. The impacts of democracy on innovation: Revisited evidence // Technovation. 2021. Vol. 108. Article number 102333. DOI: [10.1016/j.technovation.2021.102333](https://doi.org/10.1016/j.technovation.2021.102333).
38. Qayyum M., Ali M., Nizamani M.M., Li Shijie, Yu Yuyuan, Jahanger A. Nexus between financial development, renewable energy consumption, technological innovations and CO₂ emissions: the case of India // *Energies*. 2021. Vol. 14. № 15. Article number 4505. DOI: [10.3390/en14154505](https://doi.org/10.3390/en14154505).
39. Romer P.M. Increasing returns and long-run growth // The Journal of political economy. 1986. Vol. 94. № 5. P. 1002–1037. DOI: [10.1086/261420](https://doi.org/10.1086/261420).

40. Ahmad M., Khan R.E.A. Does demographic transition with human capital dynamics matter for economic growth? A dynamic panel data approach to GMM // *Social Indicators Research*. 2019. Vol. 142. № 2. P. 753–772. DOI: [10.1007/s11205-018-1928-x](https://doi.org/10.1007/s11205-018-1928-x).
41. Acheampong A.O., Opoku E.E.O., Dzator J., Kufuor N.K. Enhancing human development in developing regions: Do ICT and transport infrastructure matter? // *Technological Forecasting and Social Change*. 2022. Vol. 180. Article number 121725. DOI: [10.1016/j.techfore.2022.121725](https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121725).
42. Avom D., Keneck-Massil J., Njangang H., Nvuh-Njoya Y. Why are some resource-rich countries more sophisticated than others? The role of the regime type and political ideology // *Resources Policy*. 2022. Vol. 79. Article number 103067. DOI: [10.1016/j.resourpol.2022.103067](https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103067).
43. Fan Shuangshuang, Huang Hongyun, Mbanyele W., Zhao Xin. A step toward inclusive green growth: can digital finance be the main engine? // *Environmental Science and Pollution Research*. 2023. Vol. 30. P. 96075–96097. DOI: [10.1007/s11356-023-29155-8](https://doi.org/10.1007/s11356-023-29155-8).
44. Acheampong A.O., Opoku E.E.O., Dogah K.E. The political economy of energy transition: the role of globalization and governance in the adoption of clean cooking fuels and technologies // *Technological Forecasting and Social Change*. 2023. Vol. 186. Article number 122156. DOI: [10.1016/j.techfore.2022.122156](https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.122156).
45. Baum C.F., Schaffer M.E., Stillman S. Instrumental variables and GMM: Estimation and testing // *The Stata Journal: Promoting communications on statistics and Stata*. 2003. Vol. 3. № 1. P. 1–31. DOI: [10.1177/1536867X0300300101](https://doi.org/10.1177/1536867X0300300101).
46. Oster E. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence // *Journal of Business & Economic Statistics*. 2019. Vol. 37. № 2. P. 187–204. DOI: [10.1080/07350015.2016.1227711](https://doi.org/10.1080/07350015.2016.1227711).
47. Matos S., Viardot E., Sovacool B.K., Geels F.W., Yu Xiong. Innovation and climate change: A review and introduction to the special issue // *Technovation*. 2022. Vol. 117. Article number 102612. DOI: [10.1016/j.technovation.2022.102612](https://doi.org/10.1016/j.technovation.2022.102612).
48. Weiss M., Clara M. Unlocking domestic investment for industrial development. Inclusive and Sustainable Industrial Development: Working Paper Series UNIDO. Vienna: UNIDO, 2016. 60 p. URL: <https://downloads.unido.org/ot/99/24/9924325/WP12.pdf>.
49. Beg M., Sertic M.B., Druzic I. Determinants of deindustrialisation in developed European and post-communist countries // *Montenegrin journal of economics*. 2017. Vol. 13. № 2. P. 93–106. DOI: [10.14254/1800-5845/2017.13-2.5](https://doi.org/10.14254/1800-5845/2017.13-2.5).
50. Kali R., Méndez F., Reyes J.A. Trade structure and economic growth // *The Journal of International Trade & Economic Development*. 2007. Vol. 16. № 2. P. 245–269. DOI: [10.1080/09638190701325649](https://doi.org/10.1080/09638190701325649).
51. Sikder M., Wang Chao, Yao Xiaocia, Huai Xu, Wu Limin, KwameYeboah F., Wood J., Zhao Yuelin, Duo Xuecheng. The integrated impact of GDP growth, industrialization, energy use, and urbanization on CO₂ emissions in developing countries: evidence from the panel ARDL approach // *Science of the Total Environment*. 2022. Vol. 837. Article number 155795. DOI: [10.1016/j.scitotenv.2022.155795](https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2022.155795).
52. Palma J.G. De-industrialisation, 'premature' de-industrialisation and the Dutch-disease // *The New Palgrave Dictionary of Economics*. London: Palgrave Macmillan, 2017. P. 1297–1306. DOI: [10.1007/978-1-349-58802-2_368](https://doi.org/10.1007/978-1-349-58802-2_368).
53. Liu Zhangsheng, Li Ruixin, Zhang Xiaotian Tina, Shen Yinjie, Yang Liuqingqing, Zhang Xiaolu. Inclusive green growth and regional disparities: evidence from China // *Sustainability*. 2021. Vol. 13. № 21. Article number 11651. DOI: [10.3390/su132111651](https://doi.org/10.3390/su132111651).
54. Tadjadjeu S., Njangang H., Woldemichael A. Are resource-rich countries less responsive to global warming? Oil wealth and climate change policy // *Energy Policy*. 2023. Vol. 182. Article number 113774. DOI: [10.1016/j.enpol.2023.113774](https://doi.org/10.1016/j.enpol.2023.113774).
55. Masi T., Savoia A., Sen K. Is there a fiscal resource curse? Resource rents, fiscal capacity and political institutions in developing economies. Manchester: World Development. 2024. 177 p. DOI: [10.35188/UNU-WIDER/2020/767-5](https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2020/767-5).
56. Jann B. Plotting regression coefficients and other estimates // *The Stata Journal: Promoting communications on statistics and Stata*. 2014. Vol. 14. № 4. P. 708–737. DOI: [10.1177/1536867X1401400402](https://doi.org/10.1177/1536867X1401400402).
57. Machado J.A., Santos Silva J.M.S. Quantiles via moments // *Journal of econometrics*. 2019. Vol. 213. № 1. P. 145–173. DOI: [10.1016/j.jeconom.2019.04.009](https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2019.04.009).
58. Adebayo T.S., Akadiri S.S., Adedapo A.T., Usman N. Does interaction between technological innovation and natural resource rent impact environmental degradation in newly industrialized countries? New evidence from method of moments quantile regression // *Environmental Science and Pollution Research*. 2022. Vol. 29. № 2. P. 3162–3169. DOI: [10.1007/s11356-021-17631-y](https://doi.org/10.1007/s11356-021-17631-y).
59. Lewbel A. Using heteroscedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models // *Journal of business & economic statistics*. 2012. Vol. 30. № 1. P. 67–80. DOI: [10.1080/07350015.2012.643126](https://doi.org/10.1080/07350015.2012.643126).
60. Ming Fang, Henri Njangang, Padhan H., Simo C., Cheng Yan. Social media and energy justice: A global evidence // *Energy Economics*. 2023. Vol. 125. Article number 106886. DOI: [10.1016/j.eneco.2023.106886](https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106886).
61. Kleibergen F., Paap R. Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition // *Journal of econometrics*. 2006. Vol. 133. № 1. P. 97–126. DOI: [10.1016/j.jeconom.2005.02.011](https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.02.011).

Table. Countries Included in our Core Estimates

Albania	Colombia	Indonesia	Namibia	Thailand
Algeria	Congo, Rep.	Iran, Islamic Rep.	Nepal	Tunisia
Angola	Costa Rica	Iraq	Nicaragua	Turkmenistan
Argentina	Cuba	Jamaica	Nigeria	Ukraine
Armenia	Dominica	Jordan	North Macedonia	Uzbekistan
Azerbaijan	Dominican Republic	Kazakhstan	Pakistan	Vanuatu
Bangladesh	Ecuador	Kenya	Panama	Viet Nam
Belarus	Egypt, Arab Rep.	Kyrgyz Republic	Papua New Guinea	Zambia
Belize	El Salvador	Lao PDR	Paraguay	Zimbabwe
Benin	Eswatini	Lebanon	Peru	
Bhutan	Fiji	Libya	Philippines	
Bolivia	Gabon	Malaysia	Romania	
Bosnia and Herzegovina	Georgia	Marshall Islands	Russian Federation	
Botswana	Ghana	Mauritania	Samoa	
Brazil	Grenada	Mauritius	Sao Tome and Principe	
Bulgaria	Guatemala	Mexico	Senegal	
Cabo Verde	Guyana	Mongolia	Serbia	
Cambodia	Haiti	Montenegro	South Africa	
Cameroon	Honduras	Morocco	Sri Lanka	
China	India	Myanmar	Tajikistan	

Технологические инновации и преждевременная деиндустриализация: пример стран со средним уровнем дохода

Цафак Миафо Дойбенит^{*1,3}, докторант, факультет экономики и менеджмента

Ноула Арманд Гилберт¹, доцент, факультет экономики и менеджмента

Бондома Йокано Дойдонне², доцент, факультет экономики и менеджмента

Гамси Деффо Саломон Лерой^{1,4}, доктор наук, факультет экономики и менеджмента

¹ Университет Дшанг, Дшанг (Камерун)

² Университет Яунде 2, Яунде (Камерун)

*E-mail: Dieubenit.tsafack@univ-dschang.org

³ ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-2665-7616>

⁴ ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2854-4371>

Поступила в редакцию 27.08.2025

Пересмотрена 08.09.2025

Принята к публикации 22.09.2025

Аннотация: Преждевременная деиндустриализация в условиях быстрого развития технологических инноваций и глобализации стала критической проблемой для стран со средним уровнем дохода. В данном исследовании рассматривается влияние технологических инноваций, измеряемых патентными заявками, на преждевременную деиндустриализацию в 89 странах со средним уровнем дохода в период с 1980 по 2022 г. Для количественной оценки преждевременной деиндустриализации разработан принципиально новый составной индекс, объединяющий уровни доходов и вклад обрабатывающей промышленности (добавленную стоимость и долю занятости). Используя надежные эконометрические методы, включая метод наименьших квадратов (МНК) в сочетании с тестом на устойчивость Остера и обобщенный метод моментов с инструментальными переменными (IV-GMM), мы обнаружили, что технологические инновации значительно снижают вероятность преждевременной деиндустриализации. Эти результаты, согласующиеся по всем подвыборкам и многократно проверенные на устойчивость, подчеркивают ключевую роль инноваций в содействии устойчивому промышленному росту. Исследование предлагает ценные идеи для законодателей, стремящихся сбалансировать технологический прогресс и промышленное развитие в странах со средним уровнем дохода.

Ключевые слова: преждевременная деиндустриализация; технологические инновации; структурная трансформация; страны со средним уровнем дохода; IV-GMM.

Для цитирования: Цафак Миафо Д., Ноула А.Г., Бондома Й.Д., Гамси Д.С.Л. Технологические инновации и преждевременная деиндустриализация: пример стран со средним уровнем дохода // Цифровая экономика и инновации. 2025. № 3. С. 31–50. DOI: 10.18323/3034-2074-2025-3-62-3.

НАШИ АВТОРЫ

Александров Дмитрий Павлович, магистрант.

Адрес: Высшая школа экономики,
101000, Россия, г. Москва, ул. Мясницкая, 20.
E-mail: dmitriy.aleksandrov.2003@mail.ru

Бондома Йокано Дойдонне, доцент, факультет экономики и менеджмента.

Адрес: Университет Яунде 2,
Камерун, Яунде, а.я. 18 SOA / а.я. 1365.
E-mail: dbondoma@yahoo.fr

Гамси Деффо Саломон Лерой, доктор наук,
факультет экономики и менеджмента.

Адрес: Университет Дшанг,
Камерун, Дшанг, а.я. 96.
E-mail: lavoidef@gmail.com

Жиронкин Сергей Александрович, доктор экономических наук, профессор,
профессор кафедры торгового дела и маркетинга.

Адрес: Сибирский федеральный университет,
660041, Россия, г. Красноярск, пр-т Свободный, 79.
E-mail: zhironkin@inbox.ru

Коновалова Мария Евгеньевна, доктор экономических наук, профессор,
директор института национальной и мировой экономики.

Адрес: Самарский государственный экономический университет,
443090, Россия, г. Самара, ул. Советской Армии, 141.
E-mail: mkonoval@mail.ru

Кузьмина Ольга Юрьевна, кандидат экономических наук, доцент,
доцент кафедры экономической теории.

Адрес: Самарский государственный экономический университет,
443090, Россия, г. Самара, ул. Советской Армии, 141.
E-mail: pisakina83@yandex.ru

Матерова Елена Сергеевна, кандидат экономических наук, доцент,
доцент кафедры экономической теории.

Адрес: Самарский государственный экономический университет,
443090, Россия, г. Самара, ул. Советской Армии, 141.
E-mail: nedlen63@yandex.ru

Ноула Арманд Гилберт, доцент, факультет экономики и менеджмента.

Адрес: Университет Дшанг,
Камерун, Дшанг, а.я. 96.
E-mail: armandgilbert@yahoo.fr

Хмелева Галина Анатольевна, доктор экономических наук, профессор,
профессор кафедры региональной экономики и управления,
главный научный сотрудник Центра изучения стран Азии, Африки и Латинской Америки.

Адрес: Самарский государственный экономический университет,
443090, Россия, г. Самара, ул. Советской Армии, 141.
E-mail: galina.a.khmeleva@yandex.ru

Цафак Миафо Дойбенит, докторант, факультет экономики и менеджмента.

Адрес: Университет Дшанг,
Камерун, Дшанг, а.я. 96.
E-mail: Dieubenit.tsafack@univ-dschang.org

OUR AUTHORS

Aleksandrov Dmitry Pavlovich, graduate student.
Address: HSE University,
101000, Russia, Moscow, Myasnitskaya Street, 20.
E-mail: dmitriy.aleksandrov.2003@mail.ru

Bondoma Yokono Dieudonné, Associate Professor,
Faculty of Economics and Management.
Address: University of Yaounde 2,
Cameroon, Yaounde, B.P. 18 SOA / B.P. 1365.
E-mail: dbondoma@yahoo.fr

Ghamsi Deffo Salomon Leroy, PhD,
Dschang School of Economics and Management.
Address: University of Dschang,
Cameroon, Dschang, B.P. 96.
E-mail: lavoidef@gmail.com

Khmeleva Galina Anatolievna, Doctor of Sciences (Economics), Professor,
professor of Chair of Regional Economics and Management,
chief researcher of Center for Studies of Countries of Asia, Africa and Latin America.
Address: Samara State University of Economics,
443090, Russia, Samara, Sovetskoy Armii Street, 141.
E-mail: galina.a.khmeleva@yandex.ru

Konovalova Mariya Evgenyevna, Doctor of Sciences (Economics), Professor,
Director of the Institute of National and Global Economy.
Address: Samara State University of Economics,
443090, Russia, Samara, Sovetskoy Armii Street, 141.
E-mail: mkonoval@mail.ru

Kuzmina Olga Yuryevna, PhD (Economics), Associate Professor,
assistant professor of Chair of Economic Theory.
Address: Samara State University of Economics,
443090, Russia, Samara, Sovetskoy Armii Street, 141.
E-mail: pisakina83@yandex.ru

Materova Elena Sergeevna, PhD (Economics), Associate Professor,
assistant professor of Chair of Economic Theory.
Address: Samara State University of Economics,
443090, Russia, Samara, Sovetskoy Armii Street, 141.
E-mail: nedlen63@yandex.ru

Noula Armand Gilbert, Associate Professor,
Dschang School of Economics and Management.
Address: University of Dschang,
Cameroon, Dschang, B.P. 96.
E-mail: armandgilbert@yahoo.fr

Tsafack Miafo Dieubenit, doctoral student,
Dschang School of Economics and Management.
Address: University of Dschang,
Cameroon, Dschang, B.P. 96.
E-mail: Dieubenit.tsafack@univ-dschang.org

Zhironkin Sergey Aleksandrovich, Doctor of Sciences (Economics), Professor,
professor of Chair of Commerce and Marketing.
Address: Siberian Federal University,
660041, Russia, Krasnoyarsk, Svobodny Prospekt, 79.
E-mail: zhironkin@inbox.ru

При оформлении обложки использовано изображение от rawpixel.com на Freepik
(сайт: <https://ru.freepik.com>).